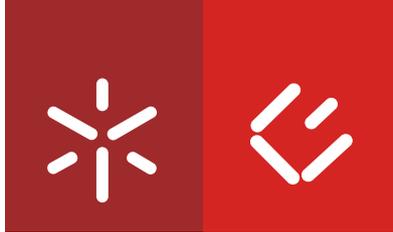


Universidade do Minho

Escola de Economia e Gestão

Sara Mafalda Dantas Silva

**Análise dos Determinantes do Desempenho
de Fundos de Investimento:
Um estudo para o mercado norte-americano**



Universidade do Minho
Escola de Economia e Gestão

Sara Mafalda Dantas Silva

**Análise dos Determinantes do Desempenho
de Fundos de Investimento:
Um estudo para o mercado norte-americano**

Dissertação de Mestrado
Mestrado em Finanças

Trabalho realizado sob a orientação da
Professora Doutora Florinda Silva

Abril de 2013

É AUTORIZADA A REPRODUÇÃO PARCIAL DESTA DISSERTAÇÃO APENAS PARA EFEITOS DE INVESTIGAÇÃO, MEDIANTE DECLARAÇÃO ESCRITA DO INTERESSADO, QUE A TAL SE COMPROMETE;

Universidade do Minho, ___/___/_____

Assinatura: _____

Agradecimentos

É com enorme satisfação que chego ao fim desta etapa. Um trabalho de esforço próprio, mas também feito de contributos de natureza diversa, que não deixarão de ser aqui realçados. Pretendo expressar os mais sinceros agradecimentos a todas as pessoas que colaboraram comigo, fazendo-me sentir que este projeto seria possível.

Antes de mais, quero agradecer à minha orientadora no desenvolvimento desta dissertação, a Professora Doutora Florinda Silva, pelos ensinamentos, pelo apoio e disponibilidade demonstrados. Os seus conhecimentos e competências foram um alicerce fundamental. Agradeço, também, ao Professor Doutor Miguel Portela pelo importante auxílio nas questões associadas ao tratamento econométrico dos dados e na utilização do programa estatístico.

Um agradecimento muito especial à minha família, à minha mãe, ao meu irmão e à minha avó. Presença essencial na minha vida, agradeço-lhes todo o carinho, paciência e compreensão nos momentos de maior tensão.

Agradeço, ainda, a todos os meus amigos. Ao Miguel, pelo incansável apoio ao longo de toda esta etapa e pela insubstituível ajuda informática. Atento aos pormenores e sempre paciente com o meu perfeccionismo. À Vânia, amiga e colega de trabalho diário. Pelos bons momentos, pelo carinho nos menos bons e por todas as risadas até a barriga doer.

A todos, um sincero obrigado.

“Agir, eis a inteligência verdadeira. Serei o que quiser. Mas tenho que querer o que for. O êxito está em ter êxito, e não em ter condições de êxito. Condições de palácio tem qualquer terra larga, mas onde estará o palácio se não o fizerem ali?”

Fernando Pessoa

Resumo

O tema da avaliação de desempenho de fundos de investimento tem sido amplamente abordado na literatura. Uma temática que tem interessado não só a académicos, mas também a investidores, que pretendem alocar os seus recursos de forma mais eficiente. É possível o investidor obter rendibilidades superiores ao escolher os fundos com as melhores características?

Este trabalho de investigação debruça-se sobre a análise dos determinantes do desempenho de fundos mobiliários. Incide particularmente sobre fundos de ações domésticos dos Estados Unidos da América. São consideradas observações mensais de 2817 fundos entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008.

Depois de analisado o desempenho, com base no modelo de avaliação de Carhart (1997), na forma não condicional e condicional, estuda-se um conjunto de características dos fundos com o intuito de perceber qual o impacto provocado no seu desempenho. As características alvo são a dimensão, a idade, as despesas e comissões cobradas ao investidor, rotação dos ativos, fluxos de investimento e desempenho passado. Estudam-se, ainda, as implicações do efeito da dimensão na performance, de acordo com o estilo de investimento dos fundos. É aplicada uma metodologia adequada ao tratamento de dados em painel.

Os resultados obtidos, na sua generalidade, estão de acordo com a literatura. O desempenho médio dos fundos de gestão ativa é negativo. Verifica-se, ainda, que este é decrescente com a dimensão. Fundos que, pelo seu estilo, investem em ações de pequena capitalização, logo menor liquidez, são mais prejudicados pelo aumento da dimensão. Fundos mais antigos beneficiam da sua experiência, atingindo um desempenho superior. O rácio de rotação dos ativos e os fluxos de investimento não apresentam um efeito estatisticamente significativo. Embora as despesas e comissões de gestão apresentem coeficientes significativos, o seu impacto económico é negligenciável. As evidências apontam, ainda, para existência de persistência de desempenho.

Abstract

The theme of mutual fund performance evaluation has been widely discussed in the literature. That has interested both academics and investors, who intend to allocate his resources in the most efficient way. Is it possible for investors to choose the top mutual funds, those with the best characteristics?

This investigation analyses the determinants of mutual fund performance. It focuses on domestic equity mutual funds from United States of America. We consider monthly observations of 2817 mutual funds in the period from January 2000 to April 2008.

After performance analyses based on the Carhart (1997) evaluation model, considering both the unconditional and conditional form, this work studies a set of mutual fund characteristics to find his effect on performance. These include size, age, expenses, loads, turnover, flows and past performance. It also analyses the size impact on performance, according mutual fund investment style. An appropriate methodology to panel data is applied.

General results are in line with previous literature. The average performance of mutual funds with an active management is negative. The evidence shows that performance is decreasing with size. Mutual funds who invest, by their style, in small and illiquid stocks are even more damaged by size increased. Older mutual funds benefit from experience achieving a better performance. Turnover ratio and flows are not statistically significant. Although expenses and loads are statistically significant, their economic effect is negligible. Results show evidence of performance persistence.

Índice

Índice de tabelas	vii
1. Introdução e Objetivos	1
2. Revisão da Literatura	3
3. Metodologia	10
3.1 Avaliação do desempenho	10
3.1.1 Modelo de avaliação de Carhart (1997)	10
3.1.2 Modelo de avaliação de Carhart (1997) – versão condicional	11
3.2 Análise dos determinantes do desempenho	12
4. Descrição da Base de Dados	16
5. Análise Empírica	21
5.1 Avaliação de desempenho	21
5.2 Análise dos determinantes do desempenho - evidência	25
5.3 Impacto da dimensão e do estilo dos fundos no seu desempenho	30
6. Conclusões	33
Referências	35

Índice de tabelas

Tabela 1 - Resumo das estatísticas das variáveis	18
Tabela 2 - Estatísticas descritivas das características dos fundos	19
Tabela 3 - Resumo dos coeficientes: metodologia não condicional	20
Tabela 4 - Resumo dos coeficientes: metodologia condicional	20
Tabela 5 - Síntese descritiva dos coeficientes do modelo de Carhart (1997): versão não condicional ..	22
Tabela 6 - Síntese descritiva dos coeficientes do modelo de Carhart (1997): versão condicional	24
Tabela 7 - Determinantes do desempenho dos fundos.....	26
Tabela 8 - Determinantes do desempenho dos fundos: impacto da dimensão e estilo de investimento	32

1. Introdução e Objetivos

Com a crescente importância e crescimento da indústria dos fundos de investimento nos mercados financeiros, muitos autores têm dedicado a sua atenção ao estudo do desempenho destes ativos. Os primeiros estudos debruçados sobre a avaliação de desempenho defendem a hipótese da eficiência dos mercados, colocando de parte a possível capacidade dos gestores baterem o mercado (Jensen, 1968; Sharpe, 1966). Apesar de serem poucos os fundos de gestão ativa a obterem desempenhos superiores aos do mercado, têm atraído uma percentagem cada vez maior da riqueza dos investidores. Para ilustrar, o número de investidores domésticos mais do que duplicou, de 23,4 milhões em 1990 para 52,3 milhões em 2011¹. Desta forma, pequenos investidores têm acesso a uma carteira de títulos diversificada, gerida por profissionais especializados que acompanham permanentemente os mercados. Tal parece, no entanto, contrariar a hipótese defendida nas primeiras investigações. Daí que, a indústria de gestão ativa de carteiras defenda que os modelos desenvolvidos por académicos não são capazes de avaliar corretamente a performance dos fundos (Bello & Janjigian, 1997). Considerando que apenas um número limitado de fundos supera o mercado, os investidores estão mais interessados numa escolha criteriosa dos fundos nos quais vão investir, procuram informação mais detalhada, assim como um aconselhamento especializado, que lhes permita identificar os fundos com as melhores características e, em resultado, melhor desempenho. Assim, a análise do desempenho de fundos de investimento e seus determinantes tem-se revelado crítica na altura de selecionar um fundo. A criação de instrumentos de medida e análise do impacto das diferentes características dos fundos de investimento tem sido uma preocupação dos investigadores da área.

Neste sentido, pretende-se desenvolver um trabalho de investigação acerca da avaliação de desempenho de fundos de ações para o mercado norte-americano, cuja indústria de gestão de fundos mobiliários representa 49% dos 23,8 trilhões de dólares investidos em fundos em todo o mundo. Apesar de 2011 ter sido marcado por um pico de desinvestimento em fundos de ações, em resultado do impacto provocado nos mercados financeiros globais pela crise da dívida da zona euro, este segmento representou, em 2011, 45% dos 11,6 trilhões de euros da indústria de fundos mobiliários do mercado dos Estados Unidos. Os fundos de ações domésticos, que investem principalmente em ações de empresas do mercado em questão, totalizam 33% da indústria, sendo por isso o tipo de fundos mais proeminente. Apesar da crescente procura de fundos índice, a sua proporção face aos fundos de gestão ativa continua a ser bastante inferior. De notar, contudo, que os últimos três anos foram marcados por

¹ Estas e mais informações podem ser consultadas no "2012 Investment Company Fact Book, 52nd Edition", disponível em http://www.ici.org/pubs/fact_books.

um desinvestimento mais pronunciado em fundos de ações, já que a procura por este tipo de fundos está muito associada ao desempenho dos mercados de ações, agravado ainda pela menor tolerância ao risco por parte dos investidores². Dadas as estatísticas, é compreensível que este continue a revelar-se um tema alvo do interesse de académicos, mas também de não académicos, isto é, gestores de fundos, clientes e entidades reguladoras. O objetivo principal do estudo consiste em analisar os principais determinantes do desempenho dos fundos. Esta é uma área de investigação algo recente, alvo ainda de posições controversas. Um dos estudos mais recentes, de Ferreira, Keswani, Miguel e Ramos (2012), considera uma amostra de fundos de ações, alvo de uma gestão ativa, de 1997 até 2007. Pretende-se desenvolver uma análise similar concentrando, no entanto, a atenção no mercado norte-americano. Será considerada, ainda, uma medida de avaliação condicional e um conjunto alargado de características dos fundos.

Os principais determinantes do desempenho referidos na literatura são a dimensão da carteira, idade do fundo, taxas e comissões de gestão, estrutura da gestão, rotação, desempenho passado e fluxos (Chen, Hong, Huang, & Kubik, 2004; Ferreira et al., 2012). Assim, pretende-se verificar em que medida o desempenho dos fundos de investimento está dependente das referidas variáveis.

Ao longo da revisão de literatura efetuada, depreende-se que o grande alvo de avaliação é a dimensão do fundo. Em que medida o desempenho está dependente da dimensão do fundo? A variável dimensão provoca um impacto semelhante nos fundos *small cap* e *large cap*? A resposta a esta última questão permitirá perceber qual o papel da liquidez na relação entre a dimensão do fundo e o seu desempenho. Na base do estudo serão considerados essencialmente os trabalhos de Chen et al. (2004) e Ferreira et al. (2012).

Esta dissertação está organizada em 5 secções. É efetuada, inicialmente, uma revisão da literatura acerca do desempenho de fundos de investimento e das características que o determinam. Na secção 3 é apresentada a metodologia adotada. Na secção 4 é descrita a base de dados em estudo. Os principais resultados empíricos deste trabalho são apresentados e discutidos na secção 4. Por fim, na secção 5, são tecidas as considerações finais.

² Ver nota de rodapé 1.

2. Revisão da Literatura

Muitos académicos se têm debruçado sobre a temática do desempenho de fundos de investimento, não sendo de todo consensuais as conclusões retiradas acerca da capacidade de os gestores superarem o mercado. Remetendo a atenção, inicialmente, para Jensen (1968), este autor não encontra evidência significativa de que os fundos de gestão ativa apresentem uma performance superior, indicando que os gestores não têm uma capacidade significativa de seleção das melhores ações. Assim, em média, a rentabilidade obtida não parece compensar as comissões de gestão. Ressalva, no entanto, que estas carteiras são bem-sucedidas na redução do risco para os investidores. À medida que avançamos na cronologia, surgem também académicos que refutam esta hipótese, indicando que os bons gestores têm na realidade capacidade para superar o mercado (Goetzmann & Ibbotson, 1994; Grinblatt & Titman, 1992). A hipótese da existência de gestores com *hot hands* vem a ser contestada por Carhart (1997), assim como por Daniel, Grinblatt, Titman e Wermers (1997). Todavia, é de notar que, na prática, este tipo de estratégias não deverão conduzir a rendibilidades líquidas superiores, dados os elevados custos associados a uma gestão ativa (Grinblatt & Titman, 1989; Wermers, 2000). Embora Wermers (2000) aponte evidência de que existem fundos capazes de superar o mercado, porque detêm ações com rendibilidades médias superiores ao *benchmark*, deduzidos custos de transação e comissões, apresentam desempenhos inferiores. Tal acontece devido à eficiência dos mercados de capitais. Deste modo, vários autores concluem que é mais vantajoso para o investidor aplicar os seus recursos em fundos índice, com um nível de despesa inferior (Cuthbertson, Nitzsche, & O'Sullivan, 2008; Wermers, 2000). Outros autores argumentam que existe alguma racionalidade em investir em fundos com alfas médios negativos, quando a gestão ativa proporciona desempenhos superiores em períodos em que a utilidade marginal dos investidores é elevada, coincidindo com períodos de recessão económica (Glode, 2011). Numa tentativa, ainda, de explicação do crescimento da indústria, Guercio e Reuter (2011) apresentam uma nova abordagem. Consideram, ao contrário de outras análises, a heterogeneidade de preferências dos investidores, evidenciando dois segmentos distintos. Os investidores diretos, que dispensam o aconselhamento financeiro e não incorrem em comissões de gestão. A evidência mostrou que estes obtêm alfas líquidos, económica e estatisticamente significativos, semelhantes aos dos fundos índice. O segundo segmento constitui-se de investidores que procuram o serviço de corretores e que defrontam desempenhos inferiores ao índice. Os intermediários concentram-se mais nas suas compensações e não em gerar alfas superiores. As evidências de desempenhos médios inferiores deverão, portanto, ao elevado número de fundos vendidos através de intermediários financeiros, face aos

que são vendidos diretamente aos investidores, mas também ao baixo incentivo para selecionar os melhores gestores (Guercio & Reuter, 2011).

Apesar das evidências acima referidas, existem académicos cada vez mais interessados no estudo das características dos fundos, aspeto fundamental no auxílio ao investidor quando pretende investir em fundos (Ferreira et al., 2012). O efeito das características dos fundos no seu desempenho é, também, alvo de opiniões controversas. Algumas das características determinantes do desempenho estudadas são a dimensão do fundo, idade, despesas, comissões de entrada e de saída, fluxos de fundos (entradas e saídas do fundo), rotação dos ativos, desempenho passado, estrutura da gestão e estilo de investimento.

Como já referido, a relação entre o desempenho passado e futuro não é alvo de consenso. No entanto, a existência da indústria de fundos mobiliários baseia-se no pressuposto de que os gestores têm a capacidade de acrescentar valor. Caso contrário, se o preço dos títulos refletisse na íntegra toda a informação disponível no mercado, os investidores não retirariam qualquer benefício em despender dos seus recursos para procurar nova informação (Bollen & Busse, 2005; Grossman & Stiglitz, 1980). Nesse sentido, o estudo das rendibilidades anormais de Bollen e Busse (2005) apresenta evidência de persistência de desempenho no curto-prazo. Tal terá sido possível, segundo os autores, através da análise das rendibilidades diárias com intervalos de avaliação trimestrais. Assim, os fundos com melhor desempenho apresentam rendibilidades anormais trimestrais estatisticamente significativas, que se terão repetido no trimestre seguinte. Ressalvam, contudo, que a significância económica desta conclusão é questionável. Novamente, quando considerados os custos de transação, comissões e impostos, os investidores poderiam obter rendibilidades superiores ao adotarem uma estratégia mais conservadora, do tipo *buy and hold*. No seu estudo para o mercado do Reino Unido, Cuthbertson et al. (2008) verificaram que existe persistência de desempenho de fundos perdedores, tendo rejeitado a hipótese de que o mau desempenho se deveria à falta de sorte, mas à falta de competência do gestor. Afirmam ainda que o facto de este tipo de fundos sobreviver por algum tempo, apesar da sua performance negativa, se deve à incapacidade de avaliar devidamente o desempenho do fundo, aos custos envolvidos em trocar de fundo ou a alguma irracionalidade inerente ao ser humano. Mais recentemente, Ferreira et al. (2012) verificaram a existência de persistência de desempenho no curto prazo nos fundos dos EUA, intuindo que o efeito do desempenho passado possui significância económica ao prever a performance futura dos fundos. Afirmam ainda que, no caso do mercado americano, o efeito *smart money* defendido por Zheng (1999) não é estatisticamente significativo. Apoiam, portanto, estudos anteriores, como o de Sapp e Tiwari (2004). De acordo com os dois investigadores, este efeito é explicado pelo fator

momentum e não pela capacidade de seleção do gestor. Referem também que os investidores podem estar apenas a procurar aplicar a sua riqueza em fundos com rendibilidades recentes atrativas, acabando por beneficiar, quase acidentalmente, do efeito *momentum*. Daí que, ao incluir este fator no modelo de avaliação, a persistência desapareça em grande medida (Carhart, 1997). Procurar os fundos vencedores envolve, no entanto, algum risco. Investir apenas em fundos com desempenhos passados positivos não permite que o risco seja diversificado, devido à correlação existente entre eles. A persistência de desempenho está muito associada ao período em estudo, bem como às estratégias comuns adotadas pelos gestores de acordo com a conjuntura macroeconómica (Brown & Goetzmann, 1995).

A dimensão do fundo, tendo como *proxy* o total dos ativos líquidos (TNA), provoca um efeito negativo na rendibilidade bruta dos fundos norte americanos (Grinblatt & Titman, 1989). Mais tarde, surge evidência de que os fundos de maior dimensão apresentam algumas vantagens face aos de menor dimensão. As despesas fixas passam a estar distribuídas por uma base acionista maior, usufruem de maiores oportunidades de crescimento não disponíveis para fundos de menor dimensão, têm capacidade para negociar *spreads* e as comissões vão-se tornando menores com a dimensão (Brennan & Hughes, 1991; Tufano & Sevick, 1997). Por outro lado, Becker e Vaughan (2001) defendem que a gestão da carteira se torna menos flexível com o aumento da sua dimensão, já que as transações passam a ser mais morosas e é gerado um impacto adverso nos preços dos títulos, tendo como consequência um efeito negativo no desempenho. Esta perspetiva surge ainda no seguimento da evidência apresentada por Indro, Jiang, Hu e Lee (1999). Estes autores defendem que transacionar grandes blocos de ações provoca uma reação nos preços de mercado, resultando em aumentos dos custos de transação e num maior escrutínio por parte dos *outsiders*. Outra das razões apontadas para o efeito adverso da dimensão está associada ao aumento dos custos administrativos de contratar mais gestores e de supervisionar o fundo. Em consonância com esta hipótese, surge mais tarde o estudo de Chen et al. (2004), que salienta a existência de deseconomias de escala. Estes autores procuraram perceber qual seria a implicação direta, associada à dimensão, no desempenho dos custos de transação e do impacto nos preços observados no mercado. Verificaram que, com o aumento da dimensão, para rendibilidades brutas e líquidas de taxas e comissões, o desempenho mostra-se inferior, tendo este sido ainda mais pronunciado no caso de fundos de pequena capitalização e menor liquidez. Para outros tipos de fundos, concluem que a dimensão não influencia significativamente o desempenho. Outra das desvantagens apontadas reside no volume de transações. Gestores que transacionam um maior volume de ações atraem a atenção de outros *traders*, provocando maior impacto nos preços. Acrescentam,

ainda, que a escala não terá de ser necessariamente prejudicial para o desempenho, dependendo da organização do fundo (Chen et al., 2004). Yan (2008) confirma, mais recentemente, esta conclusão. No entanto, ressalva que seria ainda mais esclarecedor considerar o efeito do estilo de investimento nas economias de escala. Veio, então, verificar que fundos *growth* (baixo *book-to-market*) e de elevada rotação apresentam um efeito negativo igualmente pronunciado. Assim, para gestores que aplicam estratégias passivas, do tipo *buy and hold*, a dimensão não se revela tão determinante para o desempenho face ao exposto anteriormente. Daí que gestores de fundos de maior dimensão procurem evitar o impacto nos preços dos títulos constituindo carteiras com betas menores e aplicando estratégias menos agressivas. Desta forma, incorrem num custo de oportunidade associado à dimensão, já que são “obrigados” a formar carteiras que de outra forma não constituiriam (Chan, Faff, Gallagher, & Looi, 2009). Ferreira et al. (2012), posteriormente, desenvolveram um estudo do desempenho de fundos de 27 países, tendo concluído que a existência de deseconomias de escala, defendida por Chen et al. (2004), não se verifica noutros mercados. Fundos internacionais e fundos não pertencentes ao mercado americano não vêem os seus rendimentos negativamente influenciados pela sua dimensão.

Fundos de grande dimensão necessitam, com frequência, de uma gestão conjunta, dada a importância da diversificação e de gerir carteiras mais complexas. De facto, uma equipa de gestão pode aproveitar sinergias e recursos que lhe permitam melhorar o desempenho, sendo então de esperar que fundos geridos por uma equipa apresentem melhores resultados face àqueles que são geridos por um único gestor. Contudo, quando um gestor atua sozinho não está sujeito a estratégias e dificuldades de comunicação características de uma gestão conjunta (Ferreira et al., 2012). Chen et al. (2004) argumentam que custos associados a hierarquias e à gestão de informação interna contribuem para a existência de deseconomias de escala, presentes em fundos de elevada dimensão. Quando existe uma gestão conjunta é de esperar o surgimento de dificuldades e de alguma competição na implementação de novas ideias e estratégias. Neste sentido, os fundos de menor dimensão tendem a ser mais eficientes no processamento de informação e implementação de novas estratégias (Aghion & Tirole, 1997; Stein, 2002). Não obstante, Bliss, Potter e Schwarz (2008) apresentam como possível explicação para o crescimento do número de fundos geridos por equipas, o facto de existir uma menor dependência de um único gestor com *hot hands*, que pode eventualmente abandonar a empresa. Acrescentam ainda que, uma equipa de gestores está mais bem capacitada para seleccionar as melhores ações e formar carteiras mais diversificadas. Ao longo do seu estudo para o mercado norte-americano, concluíram a existência de uma performance ajustada ao risco similar entre os fundos destas duas categorias, sendo que os fundos geridos por uma equipa apresentam uma exposição ao risco significativamente inferior. Perceberam,

ainda, que neste caso os fundos atraem um maior volume de fluxos. Fundos geridos individualmente apresentam ainda comissões e despesas de gestão superiores. Por seu lado, Ferreira et al. (2012) apresentam clara evidência de que fundos geridos por mais do que uma pessoa possuem uma performance significativamente inferior face a fundos geridos por um indivíduo. Contudo, existe evidência de um crescimento expressivo de fundos geridos por equipas. Tal pode estar relacionado com a redução do risco e poupança de custos para as entidades gestoras e, em última instância, para o investidor (Bliss et al., 2008). Uma cultura empresarial forte é a base de toda a atividade operacional da entidade gestora do fundo, podendo mesmo influenciar o seu desempenho. Entre os fatores distintivos deste tipo de organizações, é de notar o acompanhamento prestado aos colaboradores. Fundos com uma cultura sólida são capazes de atrair os melhores, de motivar e reter os seus gestores. Os funcionários são recompensados pelo seu desempenho e são ouvidos na tomada de decisões. Fundos com culturas medíocres apresentam, em oposição, uma elevada rotação dos seus colaboradores (Gottesman & Morey, 2012). A *tenure*, período de permanência na gestão do fundo, permite também medir a experiência da gestão. Desvios em relação à média permitem perceber qual o impacto de gestores entrincheirados ou inexperientes, sendo que a evidência indica que esta variável indicia um impacto positivo no desempenho (Prather, Bertin, & Henker, 2004). Gottesman e Morey (2012) apontam, ainda, que a *tenure* dos gestores é superior em fundos com *rating* de cultura empresarial mais forte. Outra das características de uma cultura distinta passa pela atuação no melhor interesse do investidor. A comunicação clara permite que o cliente pense a longo prazo, evitando incorrer em estratégias de *timing*. Sendo assim, o desempenho do fundo poderá revelar-se superior, uma vez que não existe tanta necessidade de deter capital para enfrentar frequentes resgates. Os resultados do estudo revelaram, porém, que a cultura empresarial não é um fator determinante para prever o desempenho de um fundo. Os autores acrescentam que a menor flexibilidade deste tipo de envolvente reduz a capacidade de adaptação em períodos económicos mais voláteis, como o que atravessamos atualmente. Daí os resultados apurados.

Remetendo a atenção para a idade, importante medida da longevidade do fundo, permite também avaliar a competência do seu gestor e a capacidade de sobrevivência do fundo num contexto altamente competitivo, assim como o seu prestígio e lealdade aos investidores. Seria de esperar que fundos mais velhos, pela sua experiência, seleccionassem os gestores mais capazes e apresentassem os melhores custos, com benefícios para o desempenho dos fundos (Golec, 1996; Prather et al., 2004). No entanto, a evidência é contrária. Chen et al. (2004) e Ferreira et al. (2012) não encontraram uma relação significativa entre a idade e o desempenho dos fundos americanos. Este resultado pode sugerir

que, embora fundos mais antigos tenham sido bem-sucedidos no passado, o mesmo não estará assegurado quanto ao seu desempenho futuro (Prather et al., 2004). Ao se debruçarem sobre uma amostra de fundos não americanos, Ferreira et al. (2012) verificaram que existe uma relação negativa entre o desempenho e a idade do fundo. Assim, fundos mais recentes apresentam uma melhor capacidade em detetar boas oportunidades de investimento fora dos Estados Unidos.

Outras das características investigadas são as despesas de gestão e as comissões de entrada e saída. A análise do rácio de despesas permite avaliar uma gestão ativa, já que se referem ao montante pago pelos investidores para que gestores informados invistam a sua riqueza na melhor opção. As comissões são pagas pelo investidor quando procede ao investimento inicial ou quando pretende desinvestir, sendo que as comissões de saída têm como objetivo dissuadi-los de resgatar a sua posição (Ferreira et al., 2012). Os investidores devem determinar se as taxas cobradas se justificam fazendo uma ponderação custo-benefício. Este pagamento permitirá introduzir melhorias no desempenho, uma vez que o gestor tem maior capacidade para recolher informação. Uma parte das taxas é aplicada, também, em marketing. Uma força de vendas superior atrairá com certeza a atenção dos investidores para fundos com desempenhos passados atrativos. Por outro lado, fundos com menos empenho na divulgação são menos beneficiados, apesar de eventuais bons desempenhos passados (Sirri & Tufano, 1998). A evidência indica, contudo, que fundos com desempenho superior, em média, apresentam rácios de despesa menores. Os fundos mais competentes no processamento de informação são mais eficientes, podendo cobrar despesas de manutenção menores e, assim, oferecem rendibilidades ajustadas ao risco mais atrativas. Tal indica que os investidores compensam os gestores por resultados insatisfatórios. Terá sido verificado, contudo, que a ausência de taxas não é sinónimo de performances superiores, uma vez que a maioria dos fundos sem estas comissões aufere, em média, rendibilidades negativas (Dellva & Olson, 1998; Prather et al., 2004). Mais recentemente, Chen et al. (2004) e Ferreira et al. (2012) não detetaram existência de uma relação estatisticamente significativa entre estas variáveis e o desempenho de fundos americanos. No caso de fundos de outros países, Ferreira et al. (2012) não puderam verificar uma relação negativa de forma rigorosa e estatisticamente significativa. Apenas confirmam uma relação negativa com significância entre despesas de gestão e desempenho sob determinadas especificações.

A rotação dos ativos geridos pelo fundo é outra das características auxiliares no estudo do desempenho dos fundos, sendo esta uma medida do nível de transações. As últimas estatísticas previstas no “2012 Investment Company Fact Book” evidenciam uma tendência dos investidores em deterem fundos com rácios de rotação inferiores. A percentagem de ativos investidos em fundos índice,

face a todos os fundos de ações, sofreu um aumento de 14,8% em 2010, para 16,4% em 2011. Tal situação surge em consequência da maior aversão ao risco por parte dos investidores, mas também porque elevadas rotações têm associados maiores custos de transação e despesas impostas ao investidor mais elevadas. Daí que Carhart (1997) defenda que, quanto maior for a atividade de transação dos gestores de fundos, menor será a rentabilidade para o investidor. Por outro lado, Grinblatt e Titman (1994) e Wermers (2000) argumentam que existe uma relação positiva entre o desempenho e o rácio de rotação dos ativos, uma vez que quanto mais ativo for o nível de transações, maior será a capacidade dos gestores deterem ativos subavaliados. Embora os custos associados possam reduzir a rentabilidade líquida, estes fundos continuam a deter ações com rentabilidades médias superiores (Wermers, 2000).

Remetendo a atenção para os fluxos de investimento, definidos como a percentagem de crescimento dos ativos líquidos geridos pelo fundo (Ferreira et al., 2012). Zheng (1999) defende que quando existe uma entrada de fluxos para o fundo, o seu desempenho apresenta-se superior face a fundos que sofreram uma perda de dinheiro, devido ao efeito *smart money* difundido por Gruber (1996). Ao efetuarem novos investimentos, *traders* informados perseguem os fundos com melhores desempenhos. Pensam que uma boa performance num período conduzirá a rentabilidades positivas no período seguinte. De salientar que a rentabilidade em excesso auferida não será suficiente para compensar, no caso de fundos que cobram comissões. Os autores não encontraram, contudo, evidência significativa de que fundos tenham superado o mercado após beneficiarem de uma entrada de fluxos monetários. Uma possível explicação poderá ser encontrada no estudo de Pollet e Wilson (2008), que concluem que os gestores apresentam alguma resistência em diversificar as suas carteiras em resposta ao crescimento, acabando por aumentar as suas participações nas empresas que já detêm. Assim, não beneficiam de melhorias de desempenho associadas à diversificação. Numa análise posterior, de Ferreira et al. (2012), não foi detetada também existência de uma relação estatisticamente significativa entre o desempenho de fundos no mercado norte-americano e o fluxo de investimento para os mesmos. Por outro lado, no estudo da amostra de fundos de outros países, verificaram que aqueles que são alvo de investimentos mais avultados apresentam um desempenho posterior superior face aos que são alvo de menores fluxos monetários.

Embora uma parte importante do desempenho dos fundos possa ser explicada pela ação de todas estas variáveis, permanece ainda por esclarecer, com base em determinantes, a totalidade da rentabilidade anormal dos fundos. Apesar disso, convirá ao investidor, por altura da escolha do fundo, atentar ao conjunto de características aqui discutidas (Prather et al., 2004).

3. Metodologia

Ao longo das linhas que se seguem é apresentado o modelo de avaliação de desempenho utilizado, seguido da avaliação do impacto das diferentes características dos fundos no seu desempenho.

3.1 Avaliação do desempenho

Tendo como ponto de partida os estudos de Chen et al. (2004), Yan (2008) e Ferreira et al. (2012), a avaliação do desempenho dos fundos é efetuada recorrendo ao modelo de quatro fatores de Carhart (1997), na sua forma não condicional e condicional, seguindo a metodologia proposta por Ferson e Schadt (1996).

3.1.1 Modelo de avaliação de Carhart (1997)

A expressão seguinte representa o modelo de avaliação de desempenho de quatro fatores, na sua forma não condicional, proposto por Carhart (1997):

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{p,1}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{p,2}SMB + \beta_{p,3}HML + \beta_{p,4}MOM + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

onde $R_{p,t} - R_{f,t}$ representa a rendibilidade em excesso da carteira face ao ativo isento de risco. $R_{m,t} - R_{f,t}$ é a rendibilidade em excesso da carteira de mercado face à taxa isenta de risco. A variável SMB (*small minus big*) é a rendibilidade média de uma carteira de pequena capitalização deduzida da rendibilidade média de uma carteira de grande capitalização. HML (*high minus low*) é a diferença entre rendibilidades de uma carteira com elevado rácio *book-to-market* e de uma carteira de baixo rácio *book-to-market*. O fator MOM (*momentum*) reproduz a diferença de rendibilidades entre uma carteira de elevada rendibilidade nos últimos doze meses e de uma carteira de menor rendibilidade, no mesmo período. Este último fator advém da importância de incluir a anomalia *momentum*, proposta por Jegadeesh e Titman (1993). Segundo os autores, adotar uma estratégia de compra de ações com desempenho passado superior e de venda daquelas que apresentaram desempenhos deficitários, gera resultados positivos significativos para o investidor. Tal dever-se-á a uma reação tardia dos preços à divulgação de informação pública. α_p representa a constante da regressão, medida do desempenho do gestor e $\beta_{p,i}$ são os coeficientes dos fatores apresentados (Carhart, 1997; Ferreira et al., 2012).

3.1.2 Modelo de avaliação de Carhart (1997) – versão condicional

A introdução de uma medida de avaliação condicional é pertinente, uma vez que considera que o risco e o prémio de risco variam ao longo do tempo, de acordo com a conjuntura económica. Ao contrário das medidas de avaliação tradicionais, Ferson e Schadt (1996) argumentam que estratégias baseadas na informação pública disponível não conduzirão a desempenhos superiores. Assim, o modelo proposto por estes autores coaduna-se com a hipótese da eficiência dos mercados na sua forma semiforte (Fama, 1970). Um estudo mais recente, Avramov e Chordia (2006), vem comprovar que a capacidade de previsão de modelos que consideram as variáveis de informação pública é superior e benéfico para o investidor, que adaptará as suas estratégias aos ciclos de negócio.

O modelo de avaliação de desempenho na forma condicional, conforme proposto por Ferson e Schadt (1996), apresenta o beta como função linear de Z_{t-1} , vetor representativo de um conjunto de variáveis de informação pública, conhecidas no período anterior, como se verifica de seguida:

$$\beta_p(Z_{t-1}) = \beta_{0,p} + \beta'_p Z_{t-1} \quad (2)$$

sendo, $z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z)$, isto é, o desvio da variável face à sua média. $\beta_{0,p}$ é o beta médio dos betas condicionais, $E(\beta_p(Z_{t-1}))$. Assim, a rendibilidade em excesso face ao ativo isento de risco, $r_{p,t}$, é dada pela expressão que se segue:

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{0,p}r_{m,t} + \beta'_p(z_{t-1} \cdot r_{m,t}) + \varepsilon_{p,t} \quad (3)$$

De acordo com esta metodologia, o modelo de quatro fatores na forma condicional pode ser especificado da seguinte forma:

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{p,1}r_{m,t} + \beta_{p,2}r_{m,t} * Z_{t-1} + \beta_{p,3}SMB + \beta_{p,4}SMB * Z_{t-1} + \beta_{p,5}HML + \beta_{p,6}HML * Z_{t-1} + \beta_{p,7}MOM + \beta_{p,8}MOM * Z_{t-1} + \varepsilon_{p,t}, \quad (4)$$

Ferson e Schadt (1996) recorrem a cinco variáveis de informação pública: o nível das taxas de juro de curto prazo (TB), o *term spread* (TS), medida indicativa do declive da estrutura temporal das taxas de juro, o *default spread*, que corresponde à diferença entre yields de obrigações de empresas de elevado risco e de reduzido risco, o *dividend yield* (DY) de um índice de mercado e uma variável

dummy para o mês de Janeiro. Neste estudo pretende-se aplicar as variáveis TB, TS e DY, por serem consideradas as mais significativas por Ferson e Schadt (1996) e amplamente utilizadas em vários estudos. Portanto, o modelo de avaliação parcialmente condicional é apresentado de seguida:

$$\begin{aligned}
 r_{p,t} = & \alpha_p + \beta_{p,1}r_{m,t} + \beta_{p,2}r_{m,t} * TB_{t-1} + \beta_{p,3}r_{m,t} * DY_{t-1} + \beta_{p,4}r_{m,t} * TS_{t-1} + \beta_{p,5}SMB_t + \\
 & \beta_{p,6}SMB_t * TB_{t-1} + \beta_{p,7}SMB_t * DY_{t-1} + \beta_{p,8}SMB_t * TS_{t-1} + \beta_{p,9}HML + \beta_{p,10}HML_t * \\
 & TB_{t-1} + \beta_{p,11}HML_t * DY_{t-1} + \beta_{p,12}HML_t * TS_{t-1} + \beta_{p,13}MOM + \beta_{p,14}MOM_t * TB_{t-1} + \\
 & \beta_{p,15}MOM_t * DY_{t-1} + \beta_{p,16}MOM_t * TS_{t-1} + \varepsilon_{p,t}.
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Assim, no presente modelo é prevista a possibilidade de todos os fatores de risco poderem variar de acordo com o estado da economia. De ressaltar que este modelo não prevê a variabilidade do desempenho do gestor acompanhando a conjuntura económica (alfa condicional).

Os coeficientes dos modelos apresentados são estimados com base em regressões *time series* para cada fundo, usando o seu período de vida. De salientar, ainda, que os estimadores das regressões são eficientes apenas quando os resíduos são independentes (ausência de autocorrelação) e de variância constante (homoscedástica). Surge, por isso, a necessidade de se efetuar testes econométricos para verificar esta hipótese. Pretende-se utilizar os testes de White, cuja hipótese nula prevê homoscedasticidade e de Durbin-Watson, que postula a ausência de autocorrelação. Detetadas estas duas anomalias, procede-se à devida correção recorrendo ao ajustamento de Newey e West (1987) (Wooldridge, 2010). De seguida, calculam-se as rendibilidades esperadas. Considerando a hipótese da eficiência dos mercados, assume-se que a constante da regressão é nula, uma vez que os gestores não são capazes de obter rendibilidades acima do mercado (Fama, 1970). Posteriormente, o desempenho é obtido através da diferença entre a rendibilidade observada do fundo em cada período e a sua rendibilidade esperada. Obtém-se, assim, a rendibilidade em excesso para cada período em análise (Ferreira et al., 2012)

3.2 Análise dos determinantes do desempenho

Nas linhas que se seguem é apresentada a metodologia adotada para o estudo do impacto das características dos fundos no seu desempenho. São estudados neste trabalho o desempenho passado

dos fundos, a sua dimensão, a idade, despesas e comissões cobradas ao investidor, rotação e fluxos de investimento³.

A base de dados a estudar é constituída por um conjunto de informações para diferentes fundos, que são acompanhados ao longo do tempo. É assim uma estrutura de dados em painel. Não se pode concluir que as observações relativas ao mesmo fundo são independentes ao longo do tempo, daí que a metodologia aplicada seja adequada ao tratamento de dados em painel. Esta permite ainda controlar variáveis relevantes, não observadas e constantes no tempo, tendo como exemplo, a habilidade do gestor ou as diferentes práticas de gestão entre sociedades gestoras de fundos. Este é referido na literatura como efeito fixo ou heterogeneidade não observada. A aplicação do método dos mínimos quadrados geraria estimadores viesados e inconsistentes, uma vez que não considera o efeito da heterogeneidade não observada (Verbeek, 2008; Wooldridge, 2010).

Para a análise de dados em painel poderá ser utilizado o modelo de efeitos fixos ou o modelo de efeitos aleatórios. Este último pode ser aplicado quando a heterogeneidade não observada não está correlacionada com as variáveis expostas no modelo. O termo de perturbação passa a incluir um conjunto de fatores aleatórios independentes e identicamente distribuídos entre os fundos. Neste caso, embora não fosse eficiente, poderia ser utilizado o método dos mínimos quadrados (Verbeek, 2008; Wooldridge, 2010).

Para garantir a utilização do modelo adequado é efetuado o teste de Hausman (1978). A hipótese nula deste teste postula que não existe correlação entre as variáveis explicativas e o efeito fixo. No caso de esta ser rejeitada, apenas os estimadores de efeitos fixos são consistentes e eficientes. Considera-se pertinente a introdução de *dummies* temporais (mensais), que neutralizam o impacto de acontecimentos macroeconómicos.

De referir, novamente, a importância da ausência de autocorrelação e heteroscedasticidade dos resíduos. São, portanto, efetuados novos testes econométricos para verificar esta hipótese. O teste de Wald modificado é realizado para testar a ausência de heteroscedasticidade, no modelo de efeitos fixos. A hipótese nula deste teste assume que a variância é constante (Verbeek, 2008). Para verificar a independência dos resíduos recorre-se ao teste de Wooldridge (2010), cuja hipótese nula assume a ausência de correlação.

A expressão seguinte é representativa da regressão que permitirá analisar o impacto provocado no desempenho do fundo pelas características em estudo:

³ Embora inicialmente a análise do impacto da estrutura de gestão do fundo no seu desempenho fosse um dos objetivos, não foi possível obter-se em tempo útil informação para esta variável. Daí não ser incluída na análise empírica.

$$\alpha_{p,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{LOGTNA}_{p,t-1} + \beta_2 \text{LOGAGE}_{p,t-1} + \beta_3 \text{EXPRATIO}_{p,t-1} + \beta_4 \text{TURNOVER}_{p,t-1} + \beta_5 \text{FLOW}_{p,t-1} + \beta_6 \text{TOTLOAD}_{p,t-1} + \beta_7 \text{RETURN}_{p,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

em que *LOGTNA* representa a variável TNA logaritmizada, utilizada como *proxy* da dimensão; *LOGAGE* é a idade do fundo, expressa em anos, logaritmizada, medida através da data de lançamento do fundo; *EXPRATIO* é o rácio de despesas operacionais pagas pelos investidores, face aos ativos líquidos; *TURNOVER* representa o rácio de rotação dos ativos líquidos do fundo; a variável *FLOW* representativa da variação percentual anual dos ativos líquidos do fundo; *TOTLOAD* representa o total das comissões cobradas, expresso em percentagem dos novos investimentos e, por fim, a variável *RETURN*, ou rentabilidade em excesso do fundo, utilizada como *proxy* do desempenho passado (Chen et al., 2004; Ferreira et al., 2012). O termo u_i é a referida componente constante específica de cada fundo. De salientar, ainda, que a idade dos fundos está expressa em anos, considerando um ano de 365 dias e que os fluxos são calculados com base na fórmula seguinte:

$$\text{FLOW}_{i,t} = \frac{\text{TNA}_{i,t} - \text{TNA}_{i,t-1}(1 + \text{RETURN}_{i,t})}{\text{TNA}_{i,t-1}}, \quad (7)$$

onde $\text{TNA}_{i,t}$ representa o total dos ativos líquidos do fundo i e $\text{RETURN}_{i,t}$ é a rentabilidade do fundo i . Assume-se aqui que os dividendos distribuídos são reinvestidos.

Adicionalmente pretende-se verificar se existem diferenças no impacto da dimensão no desempenho, de acordo com o estilo de investimento do fundo. Como tal, é introduzido na regressão anterior um termo de interação entre a dimensão (*LOGTNA*) e uma variável *dummy*, que assume os valores de 1, quando estamos perante um fundo *small cap*, e de 0 quando o fundo é *large cap*. Para definir se um fundo é *small* ou *large*, em cada período, verificou-se se este tinha uma dimensão superior à mediana do TNA, denominando-se de *large*, ou *small* caso contrário.

$$\alpha_{p,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{LOGTNA}_{p,t-1} + \beta_2 \text{LOGAGE}_{p,t-1} + \beta_3 \text{EXPRATIO}_{p,t-1} + \beta_4 \text{TURNOVER}_{p,t-1} + \beta_5 \text{FLOW}_{p,t-1} + \beta_6 \text{TOTLOAD}_{p,t-1} + \beta_7 \text{RETURN}_{p,t-1} + \beta_8 \text{dSTYLE}_{p,t} + \beta_9 \text{dSTYLE}_{p,t} * \text{LOGTNA}_{p,t-1} + u_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (8)$$

onde $dSTYLE_{p,t}$ é a referida *dummy* para o estilo de investimento e $dSTYLE_{p,t} * LOGTNA_{p,t-1}$ representa o termo de interação. As restantes variáveis foram já devidamente clarificadas acima.

Neste capítulo foram apresentadas as metodologias adotadas para o desenvolvimento do estudo empírico. Para analisar o desempenho dos fundos, utiliza-se o modelo de avaliação de Carhart (1997), na sua forma condicional e não condicional. É importante considerar o efeito das variáveis de informação pública para incorporar a variação do risco. Na análise dos determinantes do desempenho dos fundos utilizam-se metodologias adequadas ao tratamento de dados em painel, tal como Ferreira et al. (2012).

4. Descrição da Base de Dados

Na secção que se apresenta é descrita a base de dados e todas as variáveis utilizadas neste estudo. É tecida uma abordagem ao processo de seleção da amostra dos fundos em análise. São descritas as variáveis selecionadas para a avaliação dos determinantes do desempenho dos fundos de investimento, os fatores de risco usados nos modelos de avaliação de desempenho e as variáveis de informação pública utilizadas.

A amostra utilizada baseia-se em fundos de investimento do mercado dos Estados Unidos da América (EUA). Os dados relativos aos fundos foram obtidos primariamente através da CRSP (*Center for Research in Security Prices Survivor-Bias-Free US Mutual Fund Database*). A amostra constitui-se de fundos de ações diversificados, ficando excluídos os fundos de ações especializados em setores e os fundos internacionais. Para que um fundo fosse incluído na amostra, exigia-se disponibilidade de informação acerca das rendibilidades mensais, total dos ativos líquidos geridos pelo fundo, taxas e comissões e idade do fundo, sendo necessários dados de pelo menos dois anos (Chen et al., 2004). O período de análise é compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008⁴. De notar, ainda, que a amostra inclui fundos entretanto extintos no período em consideração, para que a análise do desempenho não esteja sujeita ao *survivorship bias*.

Inicialmente eliminam-se todos os fundos cujo estilo de investimento se altera ao longo do seu período de vida. Uma vez que a CRSP considera classes diferentes como um fundo distinto, mantém-se apenas a classe mais antiga. Quando a data de lançamento do fundo não está disponível, seleciona-se a classe com *total net assets* (TNA) superior. Normalmente, a classe com TNA mais elevado corresponde à mais antiga. Este procedimento é adotado porque, embora os fundos sejam considerados diferentes de acordo com a sua classe, eles possuem o mesmo gestor, os mesmos investimentos e objetivos e políticas indistintas. Diferem apenas nos serviços prestados ao investidor, nas despesas e comissões impostas (Ferreira et al., 2012)⁵.

Tendo em vista evitar falhas de dados, procede-se à eliminação dos fundos com faltas de valores de rendibilidade e TNA ao longo do seu período de vida. Quando o rácio de despesas do fundo não está disponível substitui-se pelas despesas de gestão.

A informação relativa aos fatores de risco do modelo de avaliação de Carhart (1997), nomeadamente a rendibilidade em excesso do mercado ($R_m - R_f$), a dimensão (SMB), valor (HML) e

⁴ A amostra definida inicialmente estaria compreendida entre Janeiro de 2000 e Junho de 2012. Depois da recolha dos dados, devido a constantes falhas de informação relativa aos determinantes do desempenho, o período foi reduzido para Abril de 2008, tendo-se este mostrado o mais completo.

⁵ Informações adicionais acerca das classes dos fundos podem ser consultadas em: <http://www.sec.gov/answers/mfclass.htm>.

momentum (MOM), assim como a taxa isenta de risco (Bilhetes do Tesouro a um mês do mercado norte-americano), foram obtidas através da biblioteca *online* do professor Kenneth R. French. Kenneth R. French⁶. A rendibilidade do mercado considerada aqui para o cálculo da rendibilidade em excesso corresponde a uma média ponderada das rendibilidades das ações incluídas nos índices NYSE, AMEX e NASDAQ, da CRSP *Index Database*.

Para implementar o modelo de avaliação do desempenho numa perspetiva condicional, são utilizadas três das variáveis de informação pública apresentadas no estudo de Ferson e Schadt (1996). Sendo elas, o nível das taxas de juro de curto prazo, cuja *proxy* é a rendibilidade dos Bilhetes do Tesouro a 3 meses do mercado norte-americano; o *dividend yield* do índice S&P500 *composite* e, por fim, o *term spread*, obtido através da diferença entre as *yields* de obrigações do tesouro a 10 anos e obrigações do tesouro a 3 meses (*middle rate*). Estas taxas são obtidas na base de dados *DataStream*. Qualquer uma destas taxas é utilizada na sua forma anualizada. Para precaver o problema das regressões espúrias⁷, procede-se à subtração da média móvel a 12 meses ao valor verificado em cada período para as variáveis, procedimento denominado de *stochastic detrending* (Ferson et al., 2003). Para minimizar os efeitos de escala nos resultados, as variáveis são utilizadas na sua forma de média zero (Bernhardt & Jung, 1979). De referir ainda que, as variáveis foram utilizadas com um desfaseamento de um mês, uma vez que, quando o gestor toma decisões de investimento baseia-se na informação conhecida, correspondente a um período passado.

A tabela 1 é um resumo dos fatores de risco considerados no modelo de avaliação do desempenho. Verifica-se que a rendibilidade em excesso do mercado segue uma distribuição normal, de acordo com a estatística do teste de Jarque-Bera, representado na tabela por p-valor(JB), apresentando ainda média nula.

⁶ Biblioteca *online* do professor Kenneth R. French: http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html.

⁷ Regressões originárias de séries não estacionárias (random walk). Podem conduzir a modelos mal especificados e a significâncias estatísticas que não existem de facto (Ferson, Sarkissian, & Simin, 2003).

Tabela 1 - Resumo das estatísticas das variáveis

Nesta tabela são apresentadas as principais estatísticas das variáveis de informação e dos fatores de risco do modelo de avaliação de desempenho. A variável r_m representa a rentabilidade em excesso de mercado, SMB é o fator dimensão, HML corresponde ao fator valor e MOM, *momentum*. A taxa isenta de risco é r_f e TB (*treasury bill*), DY (*dividend yield*) e TS (*term spread*) são as variáveis de informação pública utilizadas neste estudo. Correspondem ao período de Janeiro de 2000 a Abril de 2008, sendo as observações mensais. Apenas não se rejeita a hipótese da normalidade na série da rentabilidade em excesso do mercado.

Variáveis	N	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Assimetria	Curtose	JB	p-valor(JB)
r_m	100	0,000	0,042	-0,108	0,082	-0,456	2,964	3,471	0,176
SMB	100	0,392	4,208	-16,390	22,000	1,013	11,375	309,355	0,000
HML	100	0,868	3,728	-12,600	13,840	0,096	6,259	44,408	0,000
MOM	100	0,573	5,941	-24,970	18,390	-0,624	6,647	61,909	0,000
r_f	100	0,003	0,001	0,001	0,006	0,210	1,641	8,430	0,015
TB	100	0,000	0,009	-0,020	0,012	-0,706	2,511	9,304	0,010
DY	100	0,007	0,097	-0,172	0,326	0,767	3,480	10,765	0,005
TS	100	-0,010	0,780	-1,116	1,693	0,557	2,255	7,483	0,024

Todas as rentabilidades foram determinadas de forma discreta, para se encontrarem em concordância com as rentabilidades recolhidas na base de dados da CRSP. Uma vez que o modelo de avaliação de Carhart (1997) assume que as rentabilidades estão normalmente distribuídas, é efetuado o teste, através da estatística de teste Jarque-Bera⁸. No caso da base de dados em estudo, as rentabilidades de 2209 fundos, dos 2817, seguem uma distribuição normal, para um nível de significância de 5%.

A tabela 2 expõe um conjunto de estatísticas descritivas para a amostra de fundos em estudo. O fundo médio desta amostra possui alfas mensais (condicional e não condicional) negativos de 0,1%. Verifica-se, contudo, que os alfas condicionais são inferiores aos não condicionais, a julgar pelos seus valores mínimos e máximos, tal como previsto na literatura. A dimensão média, medida pelo TNA, próxima de 868 milhões de dólares. O rácio de rotação dos ativos é de 95% e o rácio de despesas cobradas aos investidores de 1,3%. Esta amostra é constituída por fundos de elevada dimensão, a julgar pelo fundo de menor dimensão de 533 milhões de dólares e por uma mediana de cerca de 868 milhões de dólares. O fundo mais recente da amostra tem cerca de 8 anos e o mais antigo cerca de 12 anos.

⁸ A estatística de teste de Jarque-Bera é calculada de acordo com a fórmula $JB = N/6 \left(S^2 + (\hat{K} - 3)^2 / 4 \right)$, sendo N o número de observações, \hat{S} a

estimativa de assimetria e \hat{K} a estimativa da curtose. A hipótese nula deste teste postula que as rentabilidades são independentes e seguem uma distribuição normal. A estatística do teste é uma distribuição Qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Para um valor de probabilidade baixo, descarta-se a hipótese de que as rentabilidades sigam uma distribuição normal.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das características dos fundos

Esta tabela apresenta estatísticas descritivas das características dos fundos que constituem a amostra deste estudo. Foi utilizada a CRSP *Mutual Fund Database*, tendo sido considerados todos os fundos para os quais existia informação de rendibilidades mensais, total de ativos líquidos, taxas e comissões, para pelo menos 2 anos. A amostra inclui 2817 fundos sobreviventes e fundos entretanto extintos, compreendidos no período de Janeiro de 2000 e Abril de 2008. α não condicional corresponde à diferença entre a rendibilidade mensal realizada do fundo e a rendibilidade esperada, estimada com base no modelo de avaliação não condicional; α condicional é obtido através da diferença entre a rendibilidade mensal realizada do fundo e a rendibilidade esperada, estimada com base no modelo de avaliação na forma condicional; RETURN é a rendibilidade mensal do fundo calculada como a variação do valor patrimonial líquido, incluindo os dividendos reinvestidos de um período para o outro; TNA é o total dos ativos líquidos do fundo, expresso em milhões de dólares; AGE é a idade do fundo, expressa em anos, calculada considerando a data de lançamento do fundo e uma no de 365 dias; EXPENSE é o rácio de despesas do fundo, calculado considerando o total das despesas anuais pagas pelos investidores; TURNOVER representa o mínimo de vendas ou compras agregadas de títulos divididas pela média de 12 meses do total dos ativos líquidos do fundo; FLOW são os fluxos calculados com base na fórmula: $FLOW_{i,t} = TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1 + RETURN_{i,t})/TNA_{i,t-1}$, onde $TNA_{i,t}$ representa o total dos ativos líquidos do fundo i e $RETURN_{i,t}$ é a rendibilidade em excesso do fundo i , e, por fim, a variável TOTLOAD representa a soma do valor máximo das comissões de entrada (*front-end load fee*) e o valor máximo das comissões de resgate (*rear load fee*). Para a criação desta tabela, foi calculada, para cada uma das variáveis apresentadas, uma média *cross-sectional* para cada mês da amostra. As estatísticas descritivas apresentadas foram calculadas através da série temporal das médias *cross-sectional*.

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo	25ºp	75ºp
α não condicional	-0,001	0,006	-0,001	-0,012	0,021	-0,004	0,001
α condicional	-0,001	0,004	-0,001	-0,009	0,013	0,003	0,001
RETURN	0,003	0,043	0,01	-0,109	0,09	-0,026	0,034
TNA	867,754	175,547	868,249	532,887	1220,97	740,782	1028,5
LOGTNA	4,477	0,273	4,512	3,932	5,026	4,251	4,607
AGE (anos)	9,95	0,953	10,001	8,568	12,298	8,97	10,368
LOGAGE	1,763	0,193	1,782	1,415	2,190	1,607	1,845
EXPENSE	0,013	0,001	0,013	0,011	0,014	0,012	0,013
TURNOVER	0,949	0,128	0,887	0,808	1,206	0,837	1,074
FLOW	0,073	0,141	0,033	-0,008	0,92	0,017	0,066
TOTLOAD	0,021	0,001	0,021	0,018	0,023	0,02	0,021

As tabelas 3 e 4 apresentam estatísticas descritivas para os coeficientes considerados nas estimativas da rendibilidade dos fundos, considerando uma metodologia não condicional (3), mas também condicional (4). O R^2 ajustado médio destes modelos é de 87,2% e 89,8%, respetivamente, sendo o seu valor máximo muito próximo de 1, o que permite concluir que qualquer um destes modelos tem um elevado poder explicativo. Ressalva-se, contudo, que o modelo condicional supera o não condicional, dado o seu coeficiente ser superior. Como seria de esperar, os coeficientes da rendibilidade em excesso do mercado, ou risco sistemático, são muito próximos da unidade. Por outro lado, os coeficientes médios dos fatores SMB, HML e MOM são muito reduzidos, em qualquer um dos modelos considerados.

Tabela 3 - Resumo dos coeficientes: metodologia não condicional

Esta tabela exhibe estatísticas dos coeficientes utilizados para estimar a rentabilidade esperada, com base no modelo de Carhart (1997), na forma não condicional. A equação da regressão foi $R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{p,1}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{p,2}SMB + \beta_{p,3}HML + \beta_{p,4}MOM + \varepsilon_{p,t}$. Pode verificar-se a média, desvio-padrão e valores mínimos e máximos dos coeficientes estimados. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais).

Coeficientes	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
β_1	1,009	0,191	-0,999	1,999
β_2	0,002	0,003	-0,005	0,015
β_3	0,001	0,004	-0,013	0,010
β_4	0,000	0,002	-0,008	0,007
R² ajustado	0,872		0,054	0,998

Tabela 4 - Resumo dos coeficientes: metodologia condicional

Esta tabela evidencia estatísticas descritivas para os coeficientes estimados para o cálculo da rentabilidade esperada. A equação da regressão foi $r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{p,1}r_{m,t} + \beta_{p,2}r_{m,t} * TB_{t-1} + \beta_{p,3}r_{m,t} * DY_{t-1} + \beta_{p,4}r_{m,t} * TS_{t-1} + \beta_{p,5}SMB_t + \beta_{p,6}SMB_t * TB_{t-1} + \beta_{p,7}SMB_t * DY_{t-1} + \beta_{p,8}SMB_t * TS_{t-1} + \beta_{p,9}HML + \beta_{p,10}HML_t * TB_{t-1} + \beta_{p,11}HML_t * DY_{t-1} + \beta_{p,12}HML_t * TS_{t-1} + \beta_{p,13}MOM + \beta_{p,14}MOM_t * TB_{t-1} + \beta_{p,15}MOM_t * DY_{t-1} + \beta_{p,16}MOM_t * TS_{t-1} + \varepsilon_{p,t}$. Pode verificar-se a média, desvio-padrão e valores mínimos e máximos dos coeficientes estimados através da equação de regressão. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais).

Coeficientes	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
β_1	1,029	0,223	-2,141	2,592
β_2	-1,602	42,624	-400,108	492,132
β_3	0,227	1,502	-11,861	17,922
β_4	-0,018	0,419	-2,932	4,223
β_5	0,002	0,004	-0,013	0,045
β_6	0,080	0,490	-4,421	4,689
β_7	0,005	0,023	-0,340	0,152
β_8	0,001	0,005	-0,030	0,045
β_9	0,000	0,004	-0,035	0,029
β_{10}	-0,071	0,442	-3,719	4,683
β_{11}	-0,002	0,025	-0,381	0,212
β_{12}	-0,001	0,005	-0,040	0,059
β_{13}	0,000	0,002	-0,021	0,025
β_{14}	0,054	0,352	-4,643	4,966
β_{15}	0,004	0,016	-0,188	0,121
β_{16}	0,000	0,004	-0,035	0,035
R² ajustado	0,898		0,111	0,998

5. Análise Empírica

Nesta secção são expostos os resultados empíricos deste trabalho, assim como a sua análise. Começando pelo estudo do desempenho, são apresentados os resultados da implementação do modelo de avaliação de Carhart (1997) nas suas formas não condicional e condicional, seguindo a metodologia proposta por Ferson e Schadt (1996). O intento principal deste estudo é, no entanto, estudar a implicação das diferentes características dos fundos no seu desempenho. Assim, por fim, apresentam-se e discutem-se os resultados desta análise.

5.1 Avaliação de desempenho

Para avaliar o desempenho dos fundos foi utilizado, como referido anteriormente, o modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Numa primeira instância, aplicado considerando o risco constante.

Foram, primeiro, efetuadas regressões *time series* para estimar os coeficientes dos fatores de cada fundo e calculadas as estatísticas *t-student* para verificar a significância estatística dos coeficientes. Todas as regressões foram corrigidas através do ajustamento de Newey e West (1987), devido à existência comprovada de heteroscedasticidade e autocorrelação.

Como se pode verificar na tabela 3, existe evidência de apenas 90 fundos com desempenho positivo e estatisticamente significativo. Enquanto 614 fundos apresentam uma performance negativa, com significância estatística. No entanto, pode concluir-se que os valores atribuídos ao desempenho do gestor são reduzidos, uma vez que o seu valor médio é de -0,1%. O risco sistemático (β_1) é positivo e estatisticamente significativo para 2810 fundos, a grande maioria, sendo o seu valor médio de 1,013. As regressões *cross-section* efetuadas individualmente apresentam um coeficiente de R^2 ajustado mínimo de 5,2% e máximo de 99,8%. Ao observar-se, também, o R^2 ajustado da carteira média, de 67,5%, percebe-se que na globalidade são valores elevados. Este modelo tem uma capacidade explicativa aceitável.

Verifica-se que a medida de risco de sistemático é estatisticamente significativa para 2813 dos 2817 fundos. O coeficiente de risco sistemático para a carteira média é de 1,02 para 1% de significância. O coeficiente do fator SMB é positivo e estatisticamente significativo para 1322 fundos e negativo em 754. Este permite-nos tirar ilações acerca do estilo de investimento dos fundos. A carteira média apresenta um coeficiente positivo, com 1% de significância, de 0,002. Tal é evidência da exposição desta carteira a empresas de menor capitalização. O beta do fator HML apresenta também um valor médio positivo. O coeficiente é estatisticamente significativo para 2025 fundos. Sendo o valor da carteira média positivo e estatisticamente significativo, percebe-se que a maioria dos fundos investe

em empresas de valor (com elevado rácio *Book-to-Market*). O número de fundos com o coeficiente do fator MOM estatisticamente significativo é inferior face aos anteriores fatores de risco. O seu valor médio é praticamente nulo.

Tabela 5 - Síntese descritiva dos coeficientes do modelo de Carhart (1997): versão não condicional

Esta tabela exhibe o número de fundos com estimativas de coeficientes positivas ($\beta+$) e negativas ($\beta-$), sendo que dentro dos parêntesis retos se encontra o número de fundos com valores de coeficientes estatisticamente significativos. A significância foi obtida através de uma distribuição *t-student*, para um nível de significância de 5%, considerando os erros-padrão corrigidos pelo ajustamento de Newey e West (1987). A equação da regressão foi $R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_{p,1}(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{p,2}SMB + \beta_{p,3}HML + \beta_{p,4}MOM + \varepsilon_{p,t}$. Pode verificar-se, ainda, a média, desvio-padrão e valores mínimos e máximos dos coeficientes estimados através da equação de regressão. Depois de efetuadas regressões *time series* para cada um dos 2817 fundos, procedeu-se a esta síntese global. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais). Os asteriscos devem ser lidos como: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fundos Individuais	α_p	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2 ajustado
$\beta+$	910 [90]	2812 [2810]	1692 [1322]	1641 [1248]	1488 [880]	
$\beta-$	1907 [614]	5 [3]	1125 [754]	1176 [777]	1329 [761]	
Média	-0,001	1,013	0,002	0,001	0	
Desvio-Padrão	0,003	0,193	0,003	0,003	0,002	
Mínimo	-0,029	-1,011	-0,007	-0,012	-0,008	0,052
Máximo	0,038	2,023	0,014	0,01	0,008	0,998
Carteira Média	-0,001***	1,020***	0,002***	0,001***	0,000***	0,675

O desempenho dos fundos de investimento é, agora, analisado numa perspetiva condicional. Até aqui foi descurada a possibilidade de o risco variar de acordo com o estado da economia, assim como a possibilidade de os gestores adaptarem o risco das suas carteiras à conjuntura. É, por isso, aplicado novamente o modelo de Carhart (1997), numa abordagem condicional, seguindo a metodologia de Ferson e Schadt (1996). Como já terá sido referido são utilizadas três variáveis de informação pública com um desfasamento de um mês, sendo elas: a taxa dos Bilhetes de Tesouro a 3 meses (TB), a *dividend yield* (DY) de um índice de referência e o *term spread* (TS).

Foi realizado o teste de Wald, um teste de melhoria do ajustamento, considerando as variáveis adicionais no modelo de avaliação condicional, a saber, os fatores de risco associados às variáveis de informação. Rejeitou-se a hipótese dos coeficientes associados a estas variáveis serem iguais a zero. Estas variáveis são estatisticamente significativas, daí dever-se aplicar a condicionalidade nos modelos de avaliação de desempenho.

Na tabela 4 é apresentada uma síntese dos resultados obtidos para a regressão do modelo condicional. Não se observa, à partida, uma diferença significativa na medida de desempenho com a introdução da condicionalidade. A grande maioria dos títulos continua a não apresentar um alfa

estatisticamente significativo. Analisando os fundos individualmente, assim como a carteira média, verifica-se uma melhoria do poder explicativo do modelo, dado o aumento do R^2 ajustado, daí que seja importante considerar as variáveis de informação pública na análise do desempenho dos fundos, tal como indica a literatura. Verifica-se que os coeficientes dos fatores SMB (β_5) e HML (β_9) são os mais significativos, quando considerados os fundos individualmente. Pela observação da carteira média percebe-se que a grande maioria dos coeficientes são significativos ao nível de 1%.

Tabela 6 - Síntese descritiva dos coeficientes do modelo de Carhart (1997): versão condicional

Esta tabela mostra o número de fundos com estimativas de coeficientes positivas ($\beta+$) e negativas ($\beta-$), sendo que dentro dos parêntesis retos se encontra o número de fundos com valores de coeficientes estatisticamente significativos. A significância foi obtida através de uma distribuição *t-student*, para um nível de significância de 5%, considerando os erros-padrão corrigidos pelo ajustamento de Newey e West (1987). A equação da regressão foi $r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{p,1}r_{m,t} + \beta_{p,2}r_{m,t} * TB_{t-1} + \beta_{p,3}r_{m,t} * DY_{t-1} + \beta_{p,4}r_{m,t} * TS_{t-1} + \beta_{p,5}SMB_t + \beta_{p,6}SMB_t * TB_{t-1} + \beta_{p,7}SMB_t * DY_{t-1} + \beta_{p,8}SMB_t * TS_{t-1} + \beta_{p,9}HML + \beta_{p,10}HML_t * TB_{t-1} + \beta_{p,11}HML_t * DY_{t-1} + \beta_{p,12}HML_t * TS_{t-1} + \beta_{p,13}MOM + \beta_{p,14}MOM_t * TB_{t-1} + \beta_{p,15}MOM_t * DY_{t-1} + \beta_{p,16}MOM_t * TS_{t-1} + \varepsilon_{p,t}$. Pode verificar-se, ainda, a média, desvio-padrão e valores mínimos e máximos dos coeficientes estimados através da equação de regressão. Depois de efetuadas regressões *time series* para cada um dos 2817 fundos, procedeu-se a esta síntese global. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais). Os asteriscos devem ser lidos como: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Fundos Individuais	α_p	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	β_{10}	β_{11}	β_{12}	β_{13}	β_{14}	β_{15}	β_{16}	R ² ajustado
$\beta+$	925 [117]	2808 [2791]	1418 [345]	1775 [517]	1395 [350]	1621 [1117]	1490 [538]	1822 [587]	1727 [554]	1539 [1049]	1015 [246]	1086 [195]	918 [210]	1654 [809]	1704 [571]	1903 [697]	1719 [623]	
$\beta-$	1892 [587]	9 [2]	1399 [289]	1042 [209]	1422 [274]	1196 [725]	1327 [455]	995 [221]	1090 [295]	1278 [770]	1802 [627]	1731 [442]	1899 [756]	1163 [458]	1113 [270]	914 [193]	1098 [271]	
Média	-0,001	1,035	-2,042	0,221	-0,024	0,002	0,057	0,004	0,001	0,000	0,224	-0,003	-0,001	0,000	0,072	0,004	0,001	
Desvio-Padrão	0,003	0,222	42,063	1,502	0,420	0,004	0,493	0,024	0,005	0,004	0,207	0,025	0,006	0,002	0,351	0,016	0,004	
Mínimo	-0,031	-1,592	-367,598	-11,569	-2,944	-0,013	-4,074	-0,334	-0,030	-0,034	0,011	-0,370	-0,037	-0,016	-4,196	-0,186	-0,032	0,109
Máximo	0,030	2,727	473,084	22,794	3,925	0,036	4,593	0,136	0,043	0,025	5,048	0,142	0,057	0,028	4,961	0,154	0,035	0,999
Carteira Média	-0,001***	1,048***	-0,428	0,228***	-0,015**	0,001***	0,021**	0,005***	0,001***	0,001***	-0,120***	-0,003***	-0,002***	0,000***	0,044***	0,004***	0,000***	0,68

5.2 Análise dos determinantes do desempenho - evidência

Nesta secção é analisada a questão central deste trabalho. São apresentadas as evidências registadas para as variáveis que determinam o desempenho dos fundos de investimento. Para tal, é considerado como variável explicada o alfa obtido pela diferença entre a rendibilidade efetiva dos fundos e a rendibilidade estimada pelo modelo de quatro fatores de Carhart (1997). Considera-se ainda uma medida condicional, por conveniência de escrita, aqui denominada de alfa condicional. Este alfa é calculado da mesma forma, considerando, contudo, uma rendibilidade estimada com base no mesmo modelo de avaliação, na sua forma condicional. De referir ainda que, as regressões de séries temporais mencionadas na secção anterior foram repetidas, excluindo a constante. Respeita-se, por isso, a hipótese de eficiência dos mercados de Fama (1970).

Foram utilizadas metodologias apropriadas para dados em painel, em linha com o procedimento adotado por Ferreira et al. (2012). Aplicados os modelos de efeitos aleatórios e efeitos fixos, procedeu-se ao teste de Hausman (1978). Segundo a hipótese nula deste teste, não existe correlação entre os regressores e o efeito fixo. Se assim fosse, estaria correto qualquer um dos métodos entre os mínimos quadrados, efeitos aleatórios e efeitos fixos. Foi, no entanto, rejeitada esta hipótese. Sendo assim, deverá ser aplicado o modelo de efeitos fixos. Foi ainda testada a significância conjunta da inclusão de *dummies* temporais (mensais) para traduzir o efeito dos choques macroeconómicos, ainda em linha com Ferreira et al. (2012). Pelo teste, percebeu-se que os coeficientes mensais são relevantes, sendo que, por isso, deverão ser considerados na análise como estimadores mais corretos. Através do teste de Wald modificado e do teste de Wooldridge, concluiu-se, ainda, que a amostra estava sujeita aos problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade, como seria de esperar. Surgiu, por isso, a necessidade de serem efetuados as devidas correções para eliminar esta problemática.

Na tabela 7 podem ser observados os resultados das regressões. Nas colunas (1) e (2) a variável explicada é o alfa não condicional e, nas colunas (3) e (4) o alfa condicional⁹. São apresentadas as regressões com e sem *dummies* temporais. De salientar novamente a importância do efeito do tempo, verificada também pela melhoria da qualidade do ajustamento, medida através do coeficiente

⁹ De notar que este alfa condicional é estimado com base num modelo de avaliação que prevê que apenas o risco varia de acordo com o estado da economia. Quando não se considera a possibilidade de, também, o desempenho do gestor variar pode obter-se uma avaliação de desempenho enviesada. Para alcançar resultados mais robustos, deve incluir-se na análise o alfa condicional. Sendo assim, desenvolveu-se uma análise adicional, apresentada no Apêndice 1, onde se considera um alfa estimado com base num modelo totalmente condicional (Ferson, Sarkissian, & Simin, 2008). O modelo de Carhart (1997) nesta versão é o seguinte: $r_{p,t} = \alpha_p * TB_{t-1} + \alpha_p * DY_{t-1} + \alpha_p * TS_{t-1} + \beta_{p,1} r_{m,t} + \beta_{p,2} r_{m,t} * TB_{t-1} + \beta_{p,3} r_{m,t} * DY_{t-1} + \beta_{p,4} r_{m,t} * TS_{t-1} + \beta_{p,5} SMB_t + \beta_{p,6} SMB_t * TB_{t-1} + \beta_{p,7} SMB_t * DY_{t-1} + \beta_{p,8} SMB_t * TS_{t-1} + \beta_{p,9} HML + \beta_{p,10} HML * TB_{t-1} + \beta_{p,11} HML * DY_{t-1} + \beta_{p,12} HML * TS_{t-1} + \beta_{p,13} MOM + \beta_{p,14} MOM * TB_{t-1} + \beta_{p,15} MOM * DY_{t-1} + \beta_{p,16} MOM * TS_{t-1} + \varepsilon_{p,t}$. Não se verificaram, contudo, alterações significativas na relação entre os determinantes e o desempenho dos fundos com a nova regressão.

de determinação. No modelo em que se considera um alfa não condicional este coeficiente é de 0,099 e de 0,082 quando a variável explicada é o alfa condicional.

Tabela 7 - Determinantes do desempenho dos fundos

Esta tabela apresenta os resultados das regressões de efeitos fixos para os fundos em análise. A variável dependente é o alfa, calculado através da diferença entre a rentabilidade observada e a rentabilidade estimada com base no modelo de Carhart (1997). As colunas (1) e (2) baseiam-se em regressões com o alfa não condicional como variável explicada. As colunas (3) e (4) baseiam-se em regressões cuja variável dependente é o alfa condicional. As variáveis independentes são as características dos fundos, apresentadas com um desfasamento temporal de um mês. LOGTNA é o logaritmo do total dos ativos líquidos do fundo, expresso em milhões de dólares; LOGAGE é o logaritmo da idade do fundo, expressa em anos, calculada considerando a data de lançamento do fundo e uma no de 365 dias; EXPENSE é o rácio de despesas do fundo, calculado considerando o total das despesas anuais pagas pelos investidores; TURNOVER representa o mínimo de vendas ou compras agregadas de títulos divididas pela média de 12 meses do total dos ativos líquidos do fundo; FLOW são os fluxos calculados com base na fórmula: $FLOW_{i,t} = TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1 + RETURN_{i,t})/TNA_{i,t-1}$, onde $TNA_{i,t}$ representa o total dos ativos líquidos do fundo i e $RETURN_{i,t}$ é a rentabilidade em excesso do fundo i , e, por fim, a variável TOTLOAD representa a soma do valor máximo das comissões de entrada (*front-end load fee*) e o valor máximo das comissões de resgate (*rear load fee*). Todas estas variáveis sofrem um desfasamento de um mês. São, ainda, incluídas *dummies* temporais nas colunas (2) e (4). Os resultados apresentados nas colunas abaixo estão corrigidos para a autocorrelação e heteroscedasticidade. Os erros padrão corrigidos encontram-se entre parêntesis. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais). Os asteriscos devem ser lidos como: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Variáveis	Metodologia não condicional		Metodologia condicional	
	Alfa	Alfa	Alfa	Alfa
LOGTNA	-0.00113*** (0.000102)	-0.00179*** (9.74e-05)	-0.000668*** (7.01e-05)	-0.000935*** (6.75e-05)
LOGAGE	-0.00163*** (0.000173)	0.000556** (0.000244)	-0.00141*** (0.000121)	0.000648*** (0.000171)
EXPENSE	-0.00414 (0.00478)	0.00408 (0.00883)	-0.0229*** (0.00476)	-0.0199*** (0.00623)
TURNOVER	4.06e-05 (4.59e-05)	2.92e-05 (4.23e-05)	2.96e-05 (3.66e-05)	1.57e-05 (2.45e-05)
FLOW	0.000118* (6.49e-05)	0.000132** (6.48e-05)	-2.27e-05 (3.90e-05)	-2.70e-05 (2.43e-05)
TOTLOAD	-0.000798 (0.00711)	0.0157** (0.00676)	-0.00579 (0.00514)	0.00875* (0.00506)
RETURN	0.000919 (0.00134)	-0.00420 (0.00300)	0.0117*** (0.00113)	0.0152*** (0.00241)
Constante	0.00733*** (0.000443)	0.0181*** (0.000832)	0.00542*** (0.000306)	0.0136*** (0.000535)
<i>Dummies</i> temporais	Não	Sim	Não	Sim
Observações	187,087	187,087	187,087	187,087
R ²	0.004	0.099	0.005	0.082
Número de fundos	2,810	2,810	2,810	2,810

A dimensão dos fundos de investimento é a característica que mais tem sido alvo da atenção dos investigadores. De facto, como já salientado anteriormente neste trabalho, podem enumerar-se vantagens e desvantagens para uma maior ou menor dimensão, aqui estudada através do total dos

ativos líquidos do fundo (TNA). A evidência observada na tabela 6 indica, no entanto, que a dimensão está negativamente relacionada com o desempenho, a julgar pelos coeficientes negativos da variável LOGTNA. Percebe-se ainda que esta relação é estatisticamente significativa qualquer que seja o alfa considerado. Este resultado é consistente com o argumento das deseconomias de escala pronunciadas de Chen et al. (2004). O aumento da dimensão tem conduzido a uma deterioração do desempenho, quando analisada uma amostra de fundos na sua globalidade. Estes resultados são também confirmados por Yan (2008) e Ferreira et al. (2012). O coeficiente apresentado na coluna (2) é de -0,00179, sendo o desvio-padrão corrigido de 0,273. Assim, um aumento de dois desvios-padrão na dimensão do fundo tem um impacto negativo de quase 10 pontos base no desempenho do fundo, no mês seguinte, o que deverá equivaler a uma degradação do desempenho de 1,18% por ano¹⁰. Sendo que o mesmo pode ser dito em relação ao coeficiente da coluna (4), uma variação de dois desvios-padrão provoca um efeito negativo no desempenho de 5 pontos base no desempenho, ou de 0,6% por ano. A degradação provocada no desempenho pela variável dimensão é menor quando se considera uma medida condicional (o alfa condicional).

A idade é tida como uma medida da capacidade de sobrevivência dos fundos em ambientes competitivos e como medida da competência do gestor. Os coeficientes da coluna (2) e (4) são estatisticamente significativos e de sinal positivo. Ao contrário dos estudos de Chen et al. (2004) e Ferreira et al. (2012), que não terão encontrado evidências de uma relação estatisticamente significativa entre a idade e a performance. À luz da literatura, contudo, os argumentos são divergentes. Embora os fundos mais jovens sejam mais flexíveis e tenham necessidade de um maior comprometimento em alcançar melhores resultados para permitir a sua sobrevivência, são inevitavelmente vítimas da falta de experiência no período de lançamento e apresentam custos mais elevados (Ferreira et al., 2012). Por outro lado, fundos mais velhos, pela sua experiência, estariam mais habilitados para seleccionar os melhores gestores e apresentar custos mais apelativos, com benefício subsequente para o desempenho (Golec, 1996; Prather et al., 2004). No entanto, a evidência sugeriu o contrário. Golec (1996) e Prather et al. (2004) obtêm um coeficiente de sinal negativo sem significância estatística. Os resultados deste estudo conduzem a conclusões opostas, já que se detetou uma relação de sinal positivo. Verifica-se, pela coluna (2), que uma variação de dois desvios-padrão no logaritmo da idade tem associado uma melhoria do desempenho de 2 pontos base, quase 0,3% por ano. Pelos resultados da medida de avaliação condicional, coluna (4), a melhoria é superior, uma variação mensal de 2,5 pontos base, correspondendo a uma variação anual superior a 0,3%.

¹⁰ O desvio provocado no desempenho por uma variação de dois desvios-padrão é dado pelo produto do dobro desta estatística pelo coeficiente estimado para a variável.

O rácio de despesas é o preço que os investidores estão dispostos a pagar por um serviço prestado por gestores competentes e informados, para que estes invistam as suas poupanças (Ferreira et al., 2012). Por conseguinte, parece razoável deduzir-se que gestores mais capazes e com desempenhos exemplares procurem diferenciar o seu trabalho cobrando taxas mais elevadas. A literatura tem, no entanto, demonstrado que este pressuposto não se verifica na realidade. O rácio de despesas não é superior no caso dos fundos com desempenhos de topo, nem se verifica um aumento à medida que o desempenho melhora (Gruber, 1996). Na tabela 6 pode verificar-se uma relação estatisticamente significativa apenas quando se considera o alfa condicional, sendo o seu efeito negativo. Esta conclusão vai ao encontro do estudo de Chen et al. (2004). Ferreira et al. (2012), por outro lado, não detetam uma relação estatisticamente significativa¹¹. Observa-se na coluna (4) que o coeficiente tem um valor de -0,0199, sendo o desvio-padrão das despesas de 0,001. Apesar deste coeficiente ser significativo para um nível de 1%, percebe-se que uma variação no rácio de despesas tem um impacto negligenciável no desempenho.

O rácio de rotação dos ativos é uma medida da atividade do fundo. Neste estudo não se encontra evidência estatisticamente significativa de uma relação entre o TURNOVER e o desempenho dos fundos. Tal como em Chen et al. (2004), não se retiram conclusões acerca do impacto desta variável.

As entidades gestoras dos fundos cobram ainda comissões de entrada e de saída, para além de um conjunto de comissões e despesas de manutenção, sendo o seu principal objetivo dissuadir o investidor de resgatar a sua posição. Deste modo, os gestores têm maior capacidade para assumir estratégias de investimento mais arriscadas. A literatura apresenta, por um lado, uma relação negativa entre o desempenho e estas comissões, o caso do estudo de Pollet e Wilson (2008) e, por outro lado, a inexistência de uma relação estatisticamente significativa (Chen et al., 2004; Ferreira et al., 2012). Neste trabalho, apenas é detetada evidência de uma relação estatisticamente significativa quando são introduzidas as *dummies* temporais, sendo os coeficientes de sinal positivo. Uma vez que o coeficiente que consta na coluna (2) é de 0,0157 e o desvio-padrão corrigido da soma das comissões de subscrição e resgate máximas é de 0,001, uma variação de dois desvios-padrão no TOTLOAD tem associada uma variação no desempenho muito próxima de zero, negligenciável economicamente. Este efeito é ainda menor quando se considera o alfa condicional como medida do desempenho.

Pretende-se agora perceber qual a relação entre a entrada e saída de cash-flows e o desempenho do fundo. Como já foi salientado anteriormente, Gruber (1996) e Zheng (1999)

¹¹ Ferreira et al. (2012) não utilizam uma metodologia de avaliação de desempenho condicional. Talvez por essa razão não encontrem uma relação estatisticamente significativa entre a idade e o desempenho.

evidenciam que investidores sofisticados conseguem obter rendibilidades acima da média, porque confiam as suas poupanças a gestores ou entidades gestoras competentes e com provas de elevados desempenhos. Defendem, então, que existe um efeito positivo após a entrada de novos investimentos para um fundo. Não encontram, todavia, evidência de que consigam superar o desempenho do mercado. Neste trabalho encontra-se evidência significativa de uma relação positiva entre os fluxos e a performance quando esta é medida pelo alfa não condicional. A sua relevância económica será questionável, uma vez que o coeficiente apresenta um valor residual. Este coeficiente deixa de ser estatisticamente significativo ao considerar o alfa condicional como variável explicada. Zheng (1999) concluiu, ainda, que o efeito *smart money* não se deve ao conhecimento das condições macroeconómicas, mas às características do próprio fundo. Ferreira et al. (2012), concordando com Sapp e Tiwari (2004), não detetam evidências de uma relação estatisticamente significativa, uma vez que utilizam o modelo de quatro fatores de Carhart (1997) e o efeito *smart money* é absorvido pelo fator *momentum*. Em oposição, Yan (2008) deteta uma relação negativa, intuindo que *inflows* de elevados montantes podem ter uma influência negativa na gestão do fundo, prejudicando por consequência o seu desempenho.

O desempenho passado do fundo continua a ser alvo de atenção por parte dos investidores e, de facto, também a literatura indica que a persistência do desempenho é evidente no mercado norte-americano (Bollen & Busse, 2005; Carhart, 1997). Investidores informados, que aplicam estratégias de investimento arrojadas, e direcionam os seus recursos para fundos com melhores desempenhos, auferem rendibilidades positivas e acima da média (Gruber, 1996). Os estudos de Chen et al. (2004) e Ferreira et al. (2012), na base desta dissertação, apontam fortes evidências, estatisticamente significativas, de persistência de desempenho. Neste trabalho obtêm-se estimativas de coeficientes com significância estatística apenas quando é utilizado o alfa condicional como variável explicada, quando a rendibilidade em excesso tem subjacente o efeito dos ciclos económicos, coluna (4). Tal resultado permite estabelecer uma concordância com Brown e Goetzman (1995), cuja investigação aponta para uma elevada dependência entre a persistência do desempenho e o período em estudo, assim como das estratégias comuns que os gestores assumem quando as condições económicas se alteram. Atentando à significância económica desta variável, conclui-se que uma variação de dois desvios-padrão na rendibilidade do período anterior provoca uma melhoria no desempenho de 13

pontos base por mês, o que corresponderá a quase 1,6% por ano. Este resultado permite concluir que existe evidência de alguma persistência no desempenho dos fundos¹².

5.3 Impacto da dimensão e do estilo dos fundos no seu desempenho

A dimensão é, sem dúvida, a característica sobre a qual mais investigadores se debruçaram. Uma das questões levantadas com frequência é a existência de deseconomias de escala no mercado de fundos mobiliários dos EUA. Sendo assim, pretende-se nas próximas linhas perceber em que medida a liquidez pode influenciar o efeito da dimensão na performance, uma vez que para fundos que não invistam em ações de baixa liquidez, a dimensão não tem prejudicado o desempenho de forma significativa. De acordo com a hipótese da liquidez, seria de esperar que fundos compostos por ações menos líquidas sofram um impacto mais negativo pelo aumento da dimensão do que fundos que invistam em ações de maior capitalização. Tal acontece porque à medida que o fundo cresce, ao investir em ações *small*, a necessidade de procurar por novas alternativas de investimento é superior, face a gestores que investem em ações de capitalização superior, que podem facilmente aumentar as suas posições sem provocar impacto nos preços (Chen et al., 2004).

Na tabela 8 podem ler-se os resultados das novas regressões efetuadas, incluindo duas novas variáveis face ao exposto na tabela 7. A regressão passa a incluir um termo de interação entre a dimensão dos fundos (LOGTNA) e uma variável *dummy* (dSTYLE), que equivale a 1 se o fundo for *large cap* e 0 se o seu estilo for *small cap*. Foi definido que o fundo seria *large cap* se a sua dimensão fosse superior à mediana do TNA e *small* caso contrário. A equação da regressão referente a esta tabela é a (8). O termo de interação e a variável *dummy* permitem tirar ilações acerca da diferença no desempenho entre fundos *large* e *small*, provocada pelo efeito da liquidez. Através do coeficiente associado à variável LOGTNA, conclui-se que o efeito da dimensão no desempenho é negativo e estatisticamente significativo, para um nível de 1%, no caso dos fundos *small cap*. Tal relação verifica-se com qualquer uma das duas variáveis dependentes em estudo. Esta conclusão coaduna-se com os argumentos e evidências apresentados por Chen et al. (2004) e Ferreira et al. (2012). O sinal positivo e estatisticamente significativo do termo de interação (dSTYLE*LOGTNA) indica que existe um efeito adverso inferior no desempenho dos fundos que investem em ações de maior capitalização face aos *small cap*. De salientar ainda que a magnitude dos coeficientes das variáveis LOGTNA e dSTYLE*LOGTNA é muito próxima e de sinal contrário. Pela observação da tabela, no caso do alfa não

¹² Por uma questão de robustez do efeito provocado por esta variável, utilizou-se ainda como *proxy* do desempenho passado o alfa estimado, considerando o desfasamento de um período. Os resultados podem ser vistos no Apêndice 2. Verificou-se que, com a utilização desta variável, o sinal do coeficiente se inverteu, passando a ser negativo. Sendo assim, deixaria de existir evidência de persistência de desempenho. A análise deste coeficiente requer, no entanto, algum cuidado, uma vez que estamos perante um problema de autocorrelação, dada a utilização da variável desfasada da variável explicada. Os parâmetros obtidos na regressão são, por isso, enviesados.

condicional são -0,000277 e 0,000243, respetivamente, e no caso do alfa condicional são -0,000219 e 0,000208. Daí poder-se concluir os fundos *small cap* são responsáveis por uma parte considerável do efeito negativo da dimensão na performance. Novamente, estes resultados vão ao encontro da evidência de Chen et al. (2004)¹³.

Perante estes resultados pode defender-se que a liquidez dos fundos influencia negativamente o desempenho. Apesar da maior necessidade em procurar novas estratégias de investimento, à medida que a dimensão aumenta, não implica que não seja possível fazê-lo com bons resultados. Os fundos de maior dimensão, dado o seu poder, podem reforçar a sua equipa de gestão para um melhor acompanhamento dos mercados (Chen et al., 2004).

Neste capítulo foram apresentados todos os resultados obtidos através da evidência empírica. Verificou-se que o poder explicativo do modelo de avaliação é superior quando utilizadas medidas de avaliação condicionais. Em concordância com a literatura, ficou evidente que o desempenho médio dos fundos é negativo. Pela análise do impacto das características dos fundos no seu desempenho, é de esperar que este seja decrescente como aumento da dimensão. Este efeito verificou-se ser mais pronunciado nos fundos que investem em ações de baixa capitalização. Espera-se que fundos mais velhos beneficiem de melhores desempenhos. Percebeu-se que fundos com despesas de gestão mais elevadas não beneficiam de uma gestão superior, que conduza a ganhos para o investidor. De salientar, ainda, a evidência de persistência de desempenho.

¹³ Esta regressão foi efetuada novamente, considerando o alfa totalmente condicional como variável dependente. A tabela de resultados pode ser vista no Apêndice 3. Através dos resultados obtidos, verificou-se que não há diferenças significativas a registar. De notar apenas que o coeficiente associado à variável *dummy* deixa de ser estatisticamente significativo. No entanto, o coeficiente do termo de interação continua positivo e estatisticamente significativo. O que permite concluir que o efeito adverso da dimensão continua a ser atenuado no caso dos fundos *small cap*.

Tabela 8 - Determinantes do desempenho dos fundos: impacto da dimensão e estilo de investimento

Esta tabela apresenta os resultados das regressões em painel para a amostra de fundos em estudo. A variável dependente é o alfa, calculado através da diferença entre a rentabilidade observada e a rentabilidade estimada com base no modelo de Carhart (1997). Na coluna (1), o alfa não condicional é a variável explicada e na coluna (2) é considerado o alfa não condicional. As variáveis independentes são as características dos fundos, apresentadas com um desfasamento temporal de um mês. LOGTNA é o logaritmo do total dos ativos líquidos do fundo, expresso em milhões de dólares; LOGAGE é o logaritmo da idade do fundo, expressa em anos, calculada considerando a data de lançamento do fundo e uma no de 365 dias; EXPENSE é o rácio de despesas do fundo, calculado considerando o total das despesas anuais pagas pelos investidores; TURNOVER representa o mínimo de vendas ou compras agregadas de títulos divididas pela média de 12 meses do total dos ativos líquidos do fundo; FLOW são os fluxos calculados com base na fórmula: $FLOW_{i,t} = TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1 + RETURN_{i,t})/TNA_{i,t-1}$, onde $TNA_{i,t}$ representa o total dos ativos líquidos do fundo i e $RETURN_{i,t}$ é a rentabilidade em excesso do fundo i , e, por fim, a variável TOTLOAD representa a soma do valor máximo das comissões de entrada (*front-end load fee*) e o valor máximo das comissões de resgate (*rear load fee*). Todas estas variáveis sofrem um desfasamento de um mês. São, ainda, incluídas *dummies* temporais. Nestas regressões incorpora-se uma variável *dummy* para o estilo (dSTYLE), que assume o valor de 1 para com dimensão superior à mediana do TNA e 0 caso contrário. Considera-se, também, um termo de interação entre a dimensão dos fundos e a referida *dummy* (dSTYLE*LOGTNA). Os resultados apresentados nas colunas abaixo estão corrigidos para a autocorrelação e heteroscedasticidade. Os erros padrão corrigidos encontram-se entre parêntesis. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais). Os asteriscos devem ser lidos como: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Variáveis	(1)	(2)
	Metodologia não condicional	Metodologia condicional
	Alfa	Alfa
LOGTNA	-0,000277*** (6,51e-05)	-0,000219*** (4,37e-05)
LOGAGE	-0,000143** (6,13e-05)	-0,000291*** (4,14e-05)
EXPENSE	-0,0577*** (0,00603)	-0,0545*** (0,00194)
TURNOVER	-0,000104* (5,84e-05)	-5,19e-05*** (9,40e-06)
FLOW	0,000146** (6,53e-05)	-9,37e-06 (2,90e-05)
TOTLOAD	-0,00283 (0,00195)	0,000855 (0,00132)
RETURN	0,00818*** (0,00303)	0,0201*** (0,00244)
dSTYLE	-0,000626* (0,000338)	-0,000472* (0,000248)
dSTYLE*LOGTNA	0,000243*** (7,32e-05)	0,000208*** (5,27e-05)
Constante	0,00733*** (0,000443)	0,0181*** (0,000832)
<i>Dummies</i> temporais	sim	sim
Observações	187.087	187.087
R ²	0,094	0,08
Número de fundos	2,810	2,810

6. Conclusões

Este estudo teve como principal intuito a investigação dos determinantes do desempenho de fundos de ações do mercado dos Estados Unidos da América. Baseou-se numa amostra de 2817 fundos de ações domésticos, tendo sido consideradas observações mensais, compreendidas entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008. A escolha recaiu sobre este mercado dada a sua maturidade e dimensão significativa, já que a indústria de gestão de fundos mobiliários representa 49% dos investimentos efetuados em fundos em todo o mundo. Pretendia-se, ainda, comparar os resultados obtidos com os de Ferreira et al. (2012), um dos mais recentes trabalhos sobre esta temática, versado sobre este mesmo mercado.

Inicialmente foi analisado o desempenho dos fundos com base no modelo de avaliação de Carhart (1997). Foi aplicado na sua forma não condicional, mas também considerando a possibilidade de variação dos fatores de risco de acordo com o estado da economia (modelo parcialmente condicional). Desta forma foi possível obter resultados mais fiáveis, já que com a inclusão das variáveis de informação pública o poder explicativo do modelo aumentou. Em concordância com a literatura verificou-se que o desempenho médio dos fundos é negativo. O coeficiente do fator SMB é positivo para a maioria dos fundos, o que permite concluir que estão mais expostos a carteiras de menor capitalização. Depreende-se também um elevado investimento em ações de valor, dado o valor médio positivo do coeficiente do fator HML. Por outro lado, verifica-se que o coeficiente médio do fator MOM é nulo, o que evidencia não existir uma incidência do investimento em ações de rendibilidades mais elevadas nos últimos doze meses. Concluiu-se, também, que as variáveis de informação pública são estatisticamente significativas para esta análise.

A análise das características dos fundos permitiu explicar uma parte do seu desempenho. Os resultados obtidos coadunam-se em grande medida com os estudos de Chen et al. (2004) e Ferreira et al. (2012). A evidência indica que o desempenho diminui com a dimensão. Para além disso, concluiu-se que o efeito adverso da dimensão é inferior nos fundos que investem em ações de elevada capitalização (maior liquidez), tal como a literatura indica. Os resultados indicam, ainda, que os fundos mais velhos beneficiam de melhores desempenhos, podendo dever-se à sua maior capacidade para contratar melhores profissionais, a uma gestão mais eficiente de recursos e contenção de custos (Golec, 1996; Prather et al., 2004). As despesas imputadas ao investidor pelo serviço prestado têm um efeito negativo no desempenho, tendo-se verificado, contudo que este é economicamente negligenciável. Por outro lado, obteve-se um coeficiente positivo, e estatisticamente significativo,

associado às comissões de entrada e saída, tendo sido a variação provocada muito próxima de zero, sendo que o mesmo se verificou com os fluxos. Não foram detetados resultados significativos que permitissem tirar ilações acerca do impacto da rotação dos ativos dos fundos. Para terminar, esta análise permitiu concluir que existe persistência do desempenho, a julgar pela magnitude do sinal positivo e estatisticamente significativo associado à rendibilidade em excesso do período anterior. Por uma questão de robustez deste resultado, repetiram-se as regressões, considerando o alfa do período anterior como *proxy* do desempenho passado.

Este trabalho de investigação permitiu estabelecer uma relação entre algumas das características dos fundos de investimento em ações e o seu desempenho, avaliado através de diferentes medidas ajustadas ao risco. Assim, espera-se que investidores informados possam ponderar as suas decisões de investimento tomando conhecimento de quais os fundos com as melhores características. De notar, contudo, que a literatura evidencia que fundos índice são melhor opção, dados os elevados custos de gestão, que acabam por anular eventuais rendibilidades superiores. Embora fosse objetivo inicial, poder-se abranger um período mais longo, incluindo o período do surgimento da atual crise financeira, tal não foi conseguido devido a limitações dos dados disponíveis.

Em oportunidades futuras, este estudo poderia ser complementado considerando um período de observações mais longo, abrangendo ainda outros determinantes que não foram aqui abordados devido a limitações no tratamento da informação em tempo útil. Poderia ser considerada a estrutura de gestão. Qual o impacto de um fundo ser gerido por um ou mais gestores? Seria interessante considerar a idade do gestor, a sua *tenure* ou, ainda, a sua formação. Outra questão não menos importante está associada à variável escolhida como *proxy* do desempenho passado. Neste estudo utilizou-se a rendibilidade em excesso, procurando-se efetuar um teste de robustez através da utilização alternativa do alfa do período anterior. De notar, contudo, que a regressão fica sujeita a problemas de autocorrelação, devido à utilização de uma variável desfasada, sendo que, assim, os estimadores obtidos poderão estar enviesados. Assim sendo, seria relevante repetir as regressões considerando outra medida de desempenho passado. Uma hipótese a considerar seria o rácio de Sharpe.

Referências

- Aghion, P., & Tirole, J. (1997). Formal and real authority in organizations. *Journal of Political Economy*, 105(1), 1-29.
- Avramov, D., & Chordia, T. (2006). Predicting stock returns. *Journal of Financial Economics*, 82(2), 387-415.
- Becker, S., & Vaughan, G. (2001). Small is beautiful. *The Journal of Portfolio Management*, 28, 9-17.
- Bello, Z. Y., & Janjigian, V. (1997). A Reexamination of the market-timing and security-selection performance of mutual funds. *Financial Analysts Journal*, 53(5), 24-30.
- Bernhardt, I., & Jung, B. S. (1979). The interpretation of least squares regression with interaction or polynomial terms. *The Review of Economics and Statistics*, 61(3), 481-483.
- Bliss, R. T., Potter, M. E., & Schwarz, C. (2008). Performance characteristics of individually-managed versus team-managed mutual funds. *The Journal of Portfolio Management*, 34(3), 110-119.
- Bollen, N. P. B., & Busse, J. A. (2005). Short-term persistence in mutual fund performance. *The Review of Financial Studies*, 18(2), 569-597.
- Brennan, M. J., & Hughes, P. J. (1991). Stock prices and the supply of information. *The Journal of Finance*, 46(5), 1665-1691.
- Brown, S. J., & Goetzmann, W. N. (1995). Performance persistence. *The Journal of Finance*, 50(2), 679-698.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Chan, H. W. H., Faff, R. W., Gallagher, D. R., & Looi, A. (2009). Fund size, transaction costs and performance: Size matters! *Australian Journal of Management*, 34(1), 73-96.
- Chen, J., Hong, H., Huang, M., & Kubik, J. D. (2004). Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization. *The American Economic Review*, 94(5), 1276-1302.

- Cuthbertson, K., Nitzsche, D., & O'Sullivan, N. (2008). UK mutual fund performance: Skill or luck? *Journal of Empirical Finance*, 15(4), 613-634.
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S., & Wermers, R. (1997). Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks. *The Journal of Finance*, 52(3), 1035-1058.
- Dellva, W. L., & Olson, G. T. (1998). The relationship between mutual fund fees and expenses and their effects on performance. *The Financial Review*, 33(1), 85-103.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Ferreira, M. A., Keswani, A., Miguel, A. F., & Ramos, S. B. (2012). The flow-performance relationship around the world. *Journal of Banking & Finance*, 36(6), 1759-1780.
- Ferson, W. E., Sarkissian, S., & Simin, T. (2008). Asset pricing models with conditional betas and alphas: The effects of data snooping and spurious regression. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(2), 331-353.
- Ferson, W. E., Sarkissian, S., & Simin, T. (2003). Spurious regressions in financial economics? *The Journal of Finance*, 58(4), 1393-1413.
- Ferson, W. E., & Schadt, R. W. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *The Journal of Finance*, 51(2), 425-461.
- Glode, V. (2011). Why mutual funds "underperform". *Journal of Financial Economics*, 99(3), 546-559.
- Goetzmann, W. N., & Ibbotson, R. G. (1994). Do winners repeat? *The Journal of Portfolio Management*, 20(2), 9-18.
- Golec, J. H. (1996). The effects of mutual fund managers' characteristics on their portfolio performance, risk and fees. *Financial Services Review*, 5(2), 133.
- Gottesman, A., & Morey, M. (2012). Mutual fund corporate culture and performance. *Review of Financial Economics*, 21(2), 69-81.
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1989). Mutual fund performance: An analysis of quarterly portfolio holdings. *The Journal of Business*, 62(3), 393-416.

- Grinblatt, M., & Titman, S. (1992). The persistence of mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 47(5), 1977-1984.
- Grinblatt, M., & Titman, S. (1994). A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(3), 419-444.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Gruber, M. J. (1996). Another puzzle: The growth in actively managed mutual funds. *The Journal of Finance*, 51(3), 783-810.
- Guercio, D. Del, & Reuter, J. (2011). Mutual fund performance and the incentive to generate alpha [Working Paper N°17491]. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Indro, D. C., Jiang, C. X., Hu, M. Y., & Lee, W. Y. (1999). Mutual fund performance: Does fund size matter? *Financial Analysts Journal*, 55(3), 74-87.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Jensen, M. C. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23(2), 389-416.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Pollet, J. M., & Wilson, M. (2008). How does size affect mutual fund behavior? *The Journal of Finance*, 63(6), 2941-2969.
- Prather, L., Bertin, W. J., & Henker, T. (2004). Mutual fund characteristics, managerial attributes, and fund performance. *Review of Financial Economics*, 13(4), 305-326.
- Sapp, T., & Tiwari, A. (2004). Does stock return momentum explain the 'smart money' effect? *The Journal of Finance*, 59(6), 2605-2622.

- Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *The Journal of Business*, 39(1), 119.
- Sirri, E. R., & Tufano, P. (1998). Costly search and mutual fund flows. *The Journal of Finance*, 53(5), 1589-1622.
- Stein, J. C. (2002). Information production and capital allocation: Decentralized versus hierarchical firms. *The Journal of Finance*, 57(5), 1891-1921.
- Tufano, P., & Sevick, M. (1997). Board structure and fee-setting in the U.S. mutual fund industry. *Journal of Financial Economics*, 46(3), 321-355.
- Verbeek, M. (2008). *A guide to modern econometrics* (3rd ed.). England: John Wiley & Sons, Ltd.
- Wermers, R. (2000). Mutual fund performance: An empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses. *The Journal of Finance*, 55(4), 1655-1695.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Yan, X. (2008). Liquidity, investment style, and the relation between fund size and fund performance. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(3), 741-767.
- Zheng, L. (1999). Is money smart? A study of mutual fund investors' fund selection ability. *The Journal of Finance*, 54(3), 901-933.

APÊNDICES

Apêndice 1 - Determinantes do desempenho dos fundos

Esta tabela apresenta os resultados das regressões de efeitos fixos para os fundos em análise. A variável dependente é o alfa, calculado através da diferença entre a rentabilidade observada e a rentabilidade estimada com base no modelo de Carhart (1997). As colunas (1) e (2) baseiam-se em regressões com o alfa não condicional como variável explicada. As colunas (3) e (4) baseiam-se em regressões cuja variável dependente é o alfa parcialmente condicional. As colunas (5) e (6) baseiam-se em regressões cuja variável dependente é o alfa totalmente condicional. Neste caso considera-se que o desempenho do gestor também varia com o estado da economia. As variáveis independentes são as características dos fundos, apresentadas com um desfasamento temporal de um mês. LOGTNA é o logaritmo do total dos ativos líquidos do fundo, expresso em milhões de dólares; LOGAGE é o logaritmo da idade do fundo, expressa em anos, calculada considerando a data de lançamento do fundo e uma no de 365 dias; EXPENSE é o rácio de despesas do fundo, calculado considerando o total das despesas anuais pagas pelos investidores; TURNOVER representa o mínimo de vendas ou compras agregadas de títulos divididas pela média de 12 meses do total dos ativos líquidos do fundo; FLOW são os fluxos calculados com base na fórmula: $FLOW_{i,t} = TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1 + RETURN_{i,t})/TNA_{i,t-1}$, onde $TNA_{i,t}$ representa o total dos ativos líquidos do fundo i e $RETURN_{i,t}$ é a rentabilidade em excesso do fundo i , e, por fim, a variável TOTLOAD representa a soma do valor máximo das comissões de entrada (*front-end load fee*) e o valor máximo das comissões de resgate (*rear load fee*). Todas estas variáveis sofrem um desfasamento de um mês. São, ainda, incluídas *dummies* temporais nas colunas (2), (4) e (6). Os resultados apresentados nas colunas abaixo estão corrigidos para a autocorrelação e heteroscedasticidade. Os erros padrão corrigidos encontram-se entre parêntesis. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais). Os asteriscos devem ser lidos como: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Metodologia não condicional		Metodologia parcialmente condicional		Metodologia totalmente condicional	
Variáveis	Alfa	Alfa	Alfa	Alfa	Alfa	Alfa
LOGTNA	-0.00113*** (0.000102)	-0.00179*** (9.74e-05)	-0.000668*** (7.01e-05)	-0.000935*** (6.75e-05)	-0.000646*** (6.13e-05)	-0.000782*** (6.07e-05)
LOGAGE	-0.00163*** (0.000173)	0.000556** (0.000244)	-0.00141*** (0.000121)	0.000648*** (0.000171)	-0.00132*** (0.000112)	0.000654*** (0.000160)
EXPENSE	-0.00414 (0.00478)	0.00408 (0.00883)	-0.0229*** (0.00476)	-0.0199*** (0.00623)	-0.0406*** (0.00390)	-0.0372*** (0.00550)
TURNOVER	4.06e-05 (4.59e-05)	2.92e-05 (4.23e-05)	2.96e-05 (3.66e-05)	1.57e-05 (2.45e-05)	2.55e-05 (2.74e-05)	1.32e-05 (2.17e-05)
FLOW	0.000118* (6.49e-05)	0.000132** (6.48e-05)	-2.27e-05 (3.90e-05)	-2.70e-05 (2.43e-05)	1.25e-05 (3.62e-05)	8.08e-06 (2.45e-05)
TOTLOAD	-0.000798 (0.00711)	0.0157** (0.00676)	-0.00579 (0.00514)	0.00875* (0.00506)	-0.0117** (0.00482)	0.00130 (0.00484)
RETURN	0.000919 (0.00134)	-0.00420 (0.00300)	0.0117*** (0.00113)	0.0152*** (0.00241)	0.00177* (0.000944)	0.00533*** (0.00205)
Constante	0.00733*** (0.000443)	0.0181*** (0.000832)	0.00542*** (0.000306)	0.0136*** (0.000535)	0.00575*** (0.000280)	0.0131*** (0.000494)
<i>Dummies</i> temporais	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Observações	187,087	187,087	187,087	187,087	187,087	187,087
R ²	0.004	0.099	0.005	0.082	0.004	0.079
Número de fundos	2,810	2,810	2,810	2,810	2,810	2,810

Apêndice 2 – Teste de robustez: alteração da *proxy* do desempenho passado

Esta tabela apresenta os resultados das regressões em painel para a amostra de fundos em estudo. Por uma questão de robustez dos resultados, foram efetuadas novamente, alterando-se a *proxy* do desempenho passado: rentabilidade em excesso do período anterior pelo alfa desfasado. A variável dependente é o alfa, calculado através da diferença entre a rentabilidade observada e a rentabilidade estimada com base no modelo de Carhart (1997). Nas colunas (1) e (2), o alfa não condicional é a variável explicada e nas colunas (3) e (4) é considerado o alfa condicional, considerando que apenas a exposição ao risco varia de acordo com o estado da economia. Nas colunas (5) e (6) a variável dependente é o alfa totalmente condicional, já que tem implícita a possibilidade de, também, o desempenho do gestor poder variar. As variáveis independentes são as características dos fundos, apresentadas com um desfasamento temporal de um mês. LOGTNA é o logaritmo do total dos ativos líquidos do fundo, expresso em milhões de dólares; LOGAGE é o logaritmo da idade do fundo, expressa em anos, calculada considerando a data de lançamento do fundo e uma no de 365 dias; EXPENSE é o rácio de despesas do fundo, calculado considerando o total das despesas anuais pagas pelos investidores; TURNOVER representa o mínimo de vendas ou compras agregadas de títulos divididas pela média de 12 meses do total dos ativos líquidos do fundo; FLOW são os fluxos calculados com base na fórmula: $FLOW_{i,t} = TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1 + RETURN_{i,t})/TNA_{i,t-1}$, onde $TNA_{i,t}$ representa o total dos ativos líquidos do fundo i e $RETURN_{i,t}$ é a rentabilidade em excesso do fundo i , ALFA é a diferença entre as rentabilidades observadas e esperadas e, por fim, a variável TOTLOAD representa a soma do valor máximo das comissões de entrada (*front-end load fee*) e o valor máximo das comissões de resgate (*rear load fee*). São, ainda, incluídas *dummies* temporais. Os resultados apresentados nas colunas abaixo estão corrigidos para a autocorrelação e heteroscedasticidade. Os erros padrão corrigidos encontram-se entre parêntesis. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais). Os asteriscos devem ser lidos como: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Metodologia não condicional		Metodologia parcialmente condicional		Metodologia totalmente condicional	
	Alfa	Alfa	Alfa	Alfa	Alfa	Alfa
LOGTNA	-0.00179*** (9.74e-05)	-0.00182*** (9.92e-05)	-0.000935*** (6.75e-05)	-0.000977*** (6.84e-05)	-0.000782*** (6.07e-05)	-0.000808*** (6.24e-05)
LOGAGE	0.000556** (0.000244)	0.000545** (0.000250)	0.000648*** (0.000171)	0.000670*** (0.000176)	0.000654*** (0.000160)	0.000674*** (0.000167)
EXPENSE	0.00408 (0.00883)	0.00419 (0.00913)	-0.0199*** (0.00623)	-0.0197*** (0.00666)	-0.0372*** (0.00550)	-0.0383*** (0.00586)
TURNOVER	2.92e-05 (4.23e-05)	3.03e-05 (4.45e-05)	1.57e-05 (2.45e-05)	1.72e-05 (2.63e-05)	1.32e-05 (2.17e-05)	1.36e-05 (2.20e-05)
FLOW	0.000132** (6.48e-05)	0.000136** (6.43e-05)	-2.70e-05 (2.43e-05)	-1.84e-05 (2.39e-05)	8.08e-06 (2.45e-05)	1.30e-05 (2.43e-05)
TOTLOAD	0.0157** (0.00676)	0.0159** (0.00696)	0.00875* (0.00506)	0.00880* (0.00521)	0.00130 (0.00484)	0.00118 (0.00504)
RETURN	-0.00420 (0.00300)		0.0152*** (0.00241)		0.00533*** (0.00205)	
ALFA		-0.0349*** (0.00503)		-0.0112** (0.00453)		-0.0375*** (0.00422)
Constante	0.0181*** (0.000832)	0.0184*** (0.000838)	0.0136*** (0.000535)	0.0149*** (0.000540)	0.0131*** (0.000494)	0.0139*** (0.000491)
<i>Dummies</i> temporais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	187,087	187,087	187,087	187,087	187,087	187,087
R ²	0.099	0.100	0.082	0.081	0.079	0,08
Número de fundos	2,810	2,810	2,810	2,810	2,810	2,810

Apêndice 3 - Determinantes do desempenho dos fundos: impacto da dimensão e estilo de investimento

Esta tabela apresenta os resultados das regressões em painel para a amostra de fundos em estudo. A variável dependente é o alfa, calculado através da diferença entre a rentabilidade observada e a rentabilidade estimada com base no modelo de Carhart (1997). Na coluna (1), o alfa não condicional é a variável explicada, na coluna (2) é considerado o alfa parcialmente condicional e na coluna (3) a variável dependente é o alfa estimado com base no modelo de avaliação totalmente condicional. As variáveis independentes são as características dos fundos, apresentadas com um desfasamento temporal de um mês. LOGTNA é o logaritmo do total dos ativos líquidos do fundo, expresso em milhões de dólares; LOGAGE é o logaritmo da idade do fundo, expressa em anos, calculada considerando a data de lançamento do fundo e uma no de 365 dias; EXPENSE é o rácio de despesas do fundo, calculado considerando o total das despesas anuais pagas pelos investidores; TURNOVER representa o mínimo de vendas ou compras agregadas de títulos divididas pela média de 12 meses do total dos ativos líquidos do fundo; FLOW são os fluxos calculados com base na fórmula: $FLOW_{i,t} = TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1 + RETURN_{i,t})/TNA_{i,t-1}$, onde $TNA_{i,t}$ representa o total dos ativos líquidos do fundo i e $RETURN_{i,t}$ é a rentabilidade em excesso do fundo i , e, por fim, a variável TOTLOAD representa a soma do valor máximo das comissões de entrada (*front-end load fee*) e o valor máximo das comissões de resgate (*rear load fee*). Todas estas variáveis sofrem um desfasamento de um mês. São, ainda, incluídas *dummies* temporais. Nestas regressões incorpora-se uma variável *dummy* para o estilo (dSTYLE), que assume o valor de 1 para com dimensão superior à mediana do TNA e 0 caso contrário. Considera-se, também, um termo de interação entre a dimensão dos fundos e a referida *dummy* (dSTYLE*LOGTNA). Os resultados apresentados nas colunas abaixo estão corrigidos para a autocorrelação e heteroscedasticidade. Os erros padrão corrigidos encontram-se entre parêntesis. O período está compreendido entre Janeiro de 2000 e Abril de 2008 (observações mensais). Os asteriscos devem ser lidos como: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

	(1)	(2)	(3)
	Metodologia não condicional	Metodologia parcialmente condicional	Metodologia totalmente condicional
Variáveis	Alfa	Alfa	Alfa
LOGTNA	-0,000277*** (6,51e-05)	-0,000219*** (4,37e-05)	-0,000183*** (3,30e-05)
LOGAGE	-0,000143** (6,13e-05)	-0,000291*** (4,14e-05)	-0,000210*** (3,72e-05)
EXPENSE	-0,0577*** (0,00603)	-0,0545*** (0,00194)	-0,0571*** (0,00339)
TURNOVER	-0,000104* (5,84e-05)	-5,19e-05*** (9,40e-06)	-2,26e-05** (1,07e-05)
FLOW	0,000146** (6,53e-05)	-9,37e-06 (2,90e-05)	1,88e-05 (2,65e-05)
TOTLOAD	-0,00283 (0,00195)	0,000855 (0,00132)	0,000578 (0,00123)
RETURN	0,00818*** (0,00303)	0,0201*** (0,00244)	0,00936*** (0,00205)
dSTYLE	-0,000626* (0,000338)	-0,000472* (0,000248)	-0,000167 (0,000222)
dSTYLE*LOGTNA	0,000243*** (7,32e-05)	0,000208*** (5,27e-05)	0,000129*** (4,50e-05)
Constante	0,00733*** (0,000443)	0,0181*** (0,000832)	0,0110*** (0,000399)
<i>Dummies</i> temporais	Sim	Sim	Sim
Observações	187.087	187.087	187.087
R ²	0,094	0,08	0,078
Número de fundos	2,810	2,810	2,810